

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo | 2017

N° 76



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Investigaciones Económicas Documentos de trabajo | 2017 N° 76

Exportaciones de productos primarios y manufacturas de origen agropecuario en Argentina

Luis Lanteri

Banco Central de la República Argentina

Diciembre 2017



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Documentos de trabajo, N° 76

**Exportaciones de productos primarios
y manufacturas de origen agropecuario
en Argentina**

Luis Lanteri

Banco Central de la República Argentina

Diciembre 2017

Diciembre de 2017

ISSN 1850-3977

Edición electrónica

Reconquista 266, C1003ABF

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina

Teléfono | 54 11 4348-3582

Correo electrónico | investig@bcra.gob.ar

Página web | www.bcra.gob.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie **Documentos de trabajo** está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

EXPORTACIONES DE PRODUCTOS PRIMARIOS Y MANUFACTURAS DE ORIGEN AGROPECUARIO EN ARGENTINA

Luis N. Lanteri¹

Resumen

Este trabajo investiga las fuentes de las fluctuaciones en las exportaciones de productos primarios y las manufacturas de origen agropecuario en Argentina, empleando modelos de VEC estructural (modelo de Corrección de Error Vectorial Estructural) y datos anuales que abarcan el período 1980-2016. A tal efecto, se imponen restricciones de largo plazo a estos modelos y se identifican los siguientes choques estructurales: tipo de cambio efectivo real de U.S., precios internacionales de las materias primas, PIB agropecuario y tipo de cambio real de Argentina (además de las exportaciones de estos productos). Los resultados muestran que las principales fuentes de las fluctuaciones en las exportaciones, después de transcurridos diez años, serían los choques en los precios internacionales y en el tipo de cambio real de U.S., en tanto que la importancia del tipo de cambio real de Argentina y, en especial, de los choques de oferta, sería menor.

Palabras claves: choques macroeconómicos, exportaciones, productos primarios, modelos de SVEC, Argentina

JEL: C3, F1, Q1

Abstract

This paper investigates the sources of fluctuations in exports of primary products and manufactures of agricultural origin in Argentina, using structural VEC models (Structural Vector Error Correction) and annual data covering the period 1980-2016. To this end, long term restrictions are imposed on these models and the following structural shocks are identified: real effective exchange rate of U.S., international prices of commodities, agricultural GDP and real exchange rate of Argentina (in addition to exports of these products). The results show that the main sources of fluctuations in exports, after ten years, would be the shocks in international prices and real exchange rate of U.S., while the importance of the real exchange rate of Argentina and, especially, of the supply shocks would be smaller.

Keywords: macroeconomic shocks, exports, primary products, SVEC models, Argentina

¹ Gerencia Principal de Modelos y Pronósticos Macroeconómicos. Se agradecen los comentarios de G. Gonzalez Padilla a la versión original. No obstante, las opiniones vertidas en el trabajo deben atribuirse exclusivamente al autor y son de su entera responsabilidad.

Introducción

El sector agropecuario constituye el mayor oferente de divisas en Argentina. Históricamente, las exportaciones de productos agropecuarios representaban más del 90% de las exportaciones. Aunque este porcentaje se ha reducido en años recientes, la capacidad de la agricultura y de las manufacturas de origen agropecuario (MOA), para generar divisas, sigue superando a la de cualquier otro sector de la economía.²

El objetivo de este trabajo es estimar empíricamente un modelo econométrico que permita distinguir los efectos de diferentes choques macroeconómicos, a fin de determinar la participación relativa de cada uno de ellos en las fluctuaciones de las exportaciones de productos primarios y sus manufacturas.

Algunas de las referencias que se encuentran en la literatura, tal como los trabajos de Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989), emplean restricciones de largo plazo, basadas en las propiedades de neutralidad, para identificar los choques transitorios y permanentes en el producto real. Este trabajo sigue la línea marcada por estos autores, pero amplía el análisis a una economía abierta, al igual que en los estudios de Ahmed et al. (1993), Hoffmaister y Roldós (1997), Prasad (1999), Bjornland (1998 y 2000) y Mehrara y Oskoui (2007), entre otros.

El trabajo utiliza una propuesta de un modelo de Corrección de Error Vectorial Estructural-SVEC (Lütkepohl, 2005), a fin de establecer la importancia relativa de los diferentes choques, a partir del análisis de descomposición de la varianza y de la dinámica del proceso de ajuste (funciones de impulso-respuesta). También se trata de establecer si el tipo de cambio real resulta una variable clave o si, por el contrario, otros factores han pasado a ser más relevantes para explicar este tipo de exportaciones. Las estimaciones incluyen datos anuales de la economía argentina, que cubren el período 1980-2016.

El análisis de los factores que explican el comportamiento de las exportaciones de bienes primarios y de las manufacturas de origen agropecuario (MOA) resulta sumamente relevante, dada la necesidad que tiene la economía argentina de hacer frente a los compromisos de deuda con el exterior y de

² En el trabajo, se considera a los productos primarios como los provenientes principalmente de la agricultura y del sector agropecuario, aunque, debe notarse, que, en los últimos años, estas exportaciones incluyen también a las correspondientes a los minerales metalíferos. Estas últimas, no obstante, representan un pequeño porcentaje del total.

generar las divisas necesarias, para afrontar los pagos de las importaciones de insumos industriales, bienes de capital, productos finales y servicios.

Dentro de las exportaciones de productos primarios se destacan los cereales y las semillas y frutos oleaginosos, mientras que en las MOA predominan los residuos y desperdicios de la industria alimenticia (mayormente residuos del procesamiento de la semilla de soja) y las grasas y aceites (principalmente aceite de soja). El complejo 'soja' resulta prácticamente el más importante dentro de las exportaciones argentinas. Tanto el precio internacional de esta oleaginosa, como el de sus manufacturas (aceite y harina), muestran una elevada correlación entre ellos, por lo que resulta conveniente tratar a estos productos en forma conjunta, al analizar las exportaciones de los productos primarios. En el trabajo, se considerará entonces a las exportaciones de los productos primarios y a las manufacturas de origen agropecuario como si fueran un solo agregado (estas exportaciones se deflactan por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos).³

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analizan las características del sector agropecuario argentino y de las exportaciones de productos primarios y sus manufacturas. En la tres, se exponen los modelos de SVEC a estimar y en la sección cuatro los resultados de las estimaciones. Por último, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

2. Evolución de las exportaciones en las últimas décadas

Aunque las exportaciones de productos primarios (mayormente constituidas por productos provenientes del agro) y de las manufacturas de origen agropecuario (MOA) han perdido participación relativa en las últimas décadas, siguen representando la mayor parte del total de los embarques al exterior.

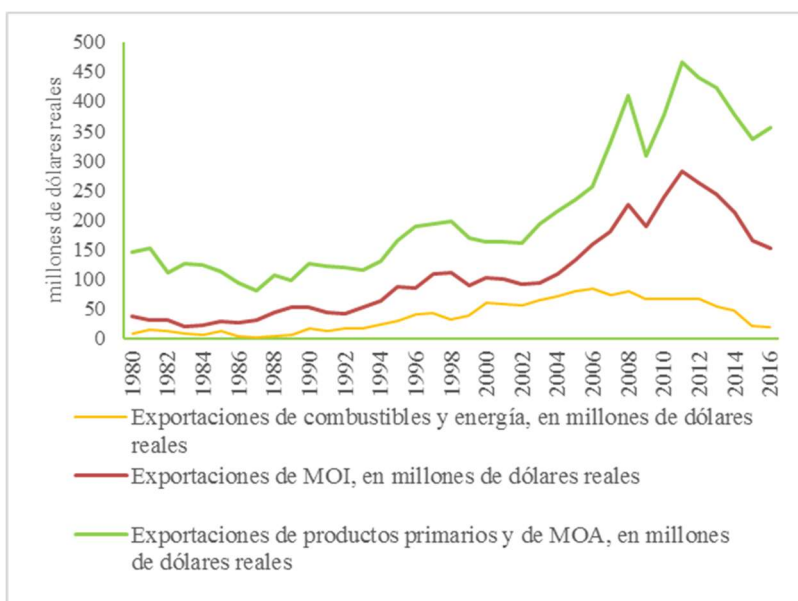
Si se analiza el comportamiento de estas exportaciones desde 1980, se observa una caída, en millones de dólares reales, hasta 1987 y, a partir de ese año, una recuperación, que se mantuvo, con altibajos, hasta el inicio de la recesión en 1998. Con posterioridad a la crisis cambiaria de 2001-2002, las exportaciones crecen más aceleradamente, con excepción de la reducción que experimentaron durante la crisis financiera internacional de 2008. No obstante, luego de la aplicación del denominado 'cepo cambiario' en 2011, los embarques de productos primarios y de las MOA se reducen gradualmente,

³ Entre los antecedentes de trabajos realizados sobre exportaciones pueden mencionarse los de Caballero y Corbo (1989), Arize (1990), Ahumada (1994), Garriga et al. (1995) y Catao et al. (2002). Estos estudios, se focalizan, por lo general, en las exportaciones agregadas o, en algunos casos, en las de productos industriales.

con excepción del año 2016, en que muestran un ligero incremento (en este último año alcanzaron, en términos nominales, alrededor de u\$s 39.000 millones).

En el Gráfico 1, puede verse la evolución de estas exportaciones, de las MOI (exportaciones de manufacturas de origen industrial) y de combustibles y energía (en dólares deflactados por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos).

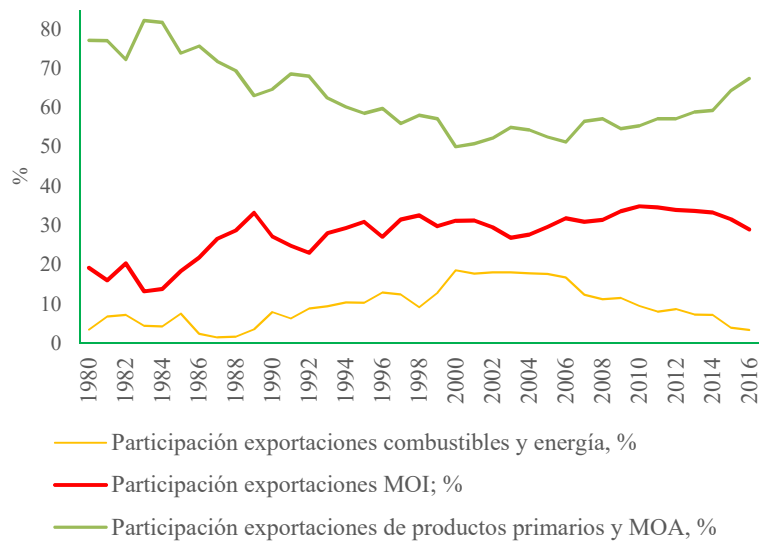
Gráfico 1. Exportaciones de productos primarios y de manufacturas de origen agropecuario (MOA), de manufacturas de origen industrial (MOI) y de combustibles y energía, en millones de dólares reales. Datos anuales (1980-2016)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INDEC

La participación de las exportaciones de productos primarios y de las MOA también experimentó cambios en las últimas décadas. En el año 1980 alcanzaban al 77.3% de las exportaciones totales. En 1983, la participación se incrementó a 82.3% y, a partir de ahí, comenzó a reducirse, hasta situarse por debajo del 60% en 1995. En los años siguientes, se ubicó entre el 50% y el 60%, con excepción de los años 2015 y 2016, en que se mantuvieron por encima de dicho porcentaje (64.4% y 67.5%, respectivamente), sugiriendo que las exportaciones estarían volviendo a incorporar menor valor agregado. A partir del año 2000 (50%), la participación de los productos primarios y de las MOA se incrementa progresivamente, hasta alcanzar casi el 68% en 2016, coincidiendo, en parte, con la caída experimentada por las exportaciones de combustibles y energía (Gráfico 2).

Gráfico 2. Participación de las exportaciones de productos primarios y de las MOA, de las manufacturas de origen industrial (MOI) y de combustibles y energía, en el total de exportaciones. En porcentajes (período 1980-2016)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INDEC

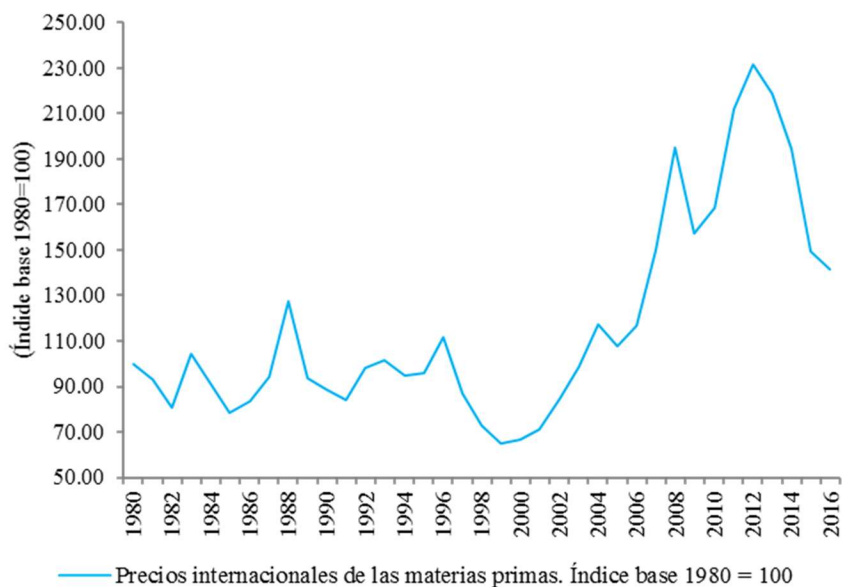
A pesar de que las exportaciones de productos primarios y sus manufacturas siguen representando un porcentaje destacado en el total, la importancia relativa de la agricultura, en el producto y en el empleo, ha venido declinando en las últimas décadas. Mientras que a mediados de los años cincuenta, el sector agropecuario generaba el 19% del PIB total real y empleaba alrededor del 17% de la fuerza laboral, en las últimas décadas estos porcentajes se han reducido, tanto en lo que respecta a la participación en el producto (actualmente alrededor del 7.1%), como en la generación de empleos en la economía (a ello habría que agregarle las contribuciones al PIB y al empleo de la agroindustria).

El sector agropecuario ha sufrido en los últimos años varios *shocks* (*de precios externos, tecnológicos, del tipo de cambio, etc.*), que impactaron en su desenvolvimiento.

Luego de la crisis de 2001-2002, los *precios internacionales* de los granos, así como de otras *materias primas*, mostraron una importante recuperación, después de años de estancamiento, o desmejoras, en las cotizaciones de estos productos (Gráfico 3).⁴

⁴ Ver, por ejemplo, Lippi et al. (2012), Bjornland y Thorsrud (2014), Adler y Magud (2015) y Aastveit et al. (2015).

Gráfico 3. Precios internacionales de las materias primas. Índice base: 1980=100 (período 1980-2016)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del BCRA y del FMI.

A su vez, el sector agropecuario y en particular los cultivos pampéanos (los provenientes de la pampa húmeda), experimentaron un importante *cambio tecnológico*, lo que se tradujo en aumentos de la productividad, por unidad de superficie, en los cultivos de cereales y oleaginosas.⁵

Los incrementos de *productividad* permitieron compensar, en parte, los efectos de ciertas variables (o políticas) macroeconómicas, como la apreciación del tipo de cambio real, la aplicación de impuestos a las exportaciones, la existencia de gravámenes a las importaciones, etc., que afectaron los términos del intercambio del sector.

Las mejoras en la productividad contribuyeron a ampliar la frontera agropecuaria y a alcanzar incrementos en la producción y en las exportaciones de granos y de otros productos agropecuarios, así como de sus manufacturas. Tanto el área cultivada, como la producción de cereales y oleaginosas, aumentaron marcadamente durante el período bajo análisis. El área sembrada de granos pasó de 21.2 millones de hectáreas en la campaña agrícola 1980/81 a 37.9 millones en 2015/16, en tanto que la producción aumentó de 35.6 millones de toneladas a 124.3 millones en este último período (los datos

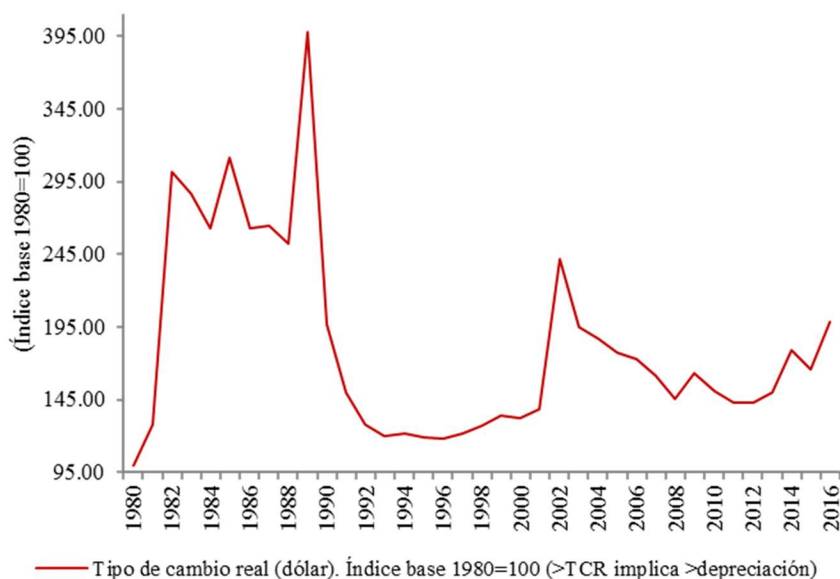
⁵ Sobre el particular, pueden consultarse, entre otros, los trabajos de Reca y Parellada (2001a y 2001b) y Regúnaga (2008).

de la campaña 2015/16 son provisorios). La soja es el cultivo de mayor expansión y el de mayor producción en la actualidad (de 3.8 millones de toneladas en 1980/81 se pasó a 58.8 millones de toneladas en la campaña agrícola 2015/16).

Estos aumentos coincidieron, sin embargo, con una caída en el stock ganadero, que se redujo de 55.8 millones de cabezas en 1980 a 51.4 millones en 2015. La reducción en el stock ganadero estuvo, a su vez, acompañada de una disminución en la faena y de un menor consumo anual de carne per cápita.

Por último, las exportaciones podrían haberse visto también afectadas por el *comportamiento del tipo de cambio real*. No obstante, es posible observar que, en la última década y media, la recuperación de las exportaciones de productos primarios y sus manufacturas no estuvo, por lo general, acompañada de una mayor depreciación de la moneda doméstica: el tipo de cambio real se aprecia entre 2002 y 2012, mientras que las exportaciones en millones de dólares reales se incrementan en dicho lapso (Gráficos 1 y 4), aunque el incremento observado en las exportaciones podría también haberse debido a la mejora de los precios internacionales. Ambas variables (tipo de cambio real y exportaciones) presentan una correlación negativa de -0.36, durante el período 1980-2016.

Gráfico 4. Tipo de cambio real de Argentina (respecto del dólar estadounidense). Índice base: 1980=100 (período 1980-2016)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del BCRA y del FMI.

3. Las exportaciones de productos primarios a partir de un modelo de SVEC (Structural Vector Error Correction Model)

3.1. Aspectos teóricos.

A fin de considerar los aspectos teóricos de los modelos de SVEC, se hace en primer lugar un breve análisis de los modelos de VAR estructural y, en particular, del Modelo B, propuesto por Amisano y Giannini (1997).

3.1.1. VAR en la forma reducida y VAR estructural (SVAR)

Dado que los modelos de VAR se presentan en la forma reducida, resulta necesario imponer determinadas restricciones estructurales, a fin de identificar correctamente las innovaciones en las funciones de impulso-respuesta.

Sea el VAR(p) de dimensión K:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

donde y_t es un vector (K*1) de variables observables, A_j 's ($j = 1 \dots p$) son matrices (K*K) de coeficientes y u_t es un vector (K) de errores ruido blanco en la forma reducida, $u_t \sim (0, \Sigma_u)$. Se excluyen los términos determinísticos por simplicidad.

El proceso indicado en (1) presenta, a su vez, una representación MA:

$$y_t = u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \dots + \Phi_2 u_{t-2} \dots \quad (2)$$

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots$$

con $\Phi_0 = I_K$

En este caso, los errores de pronóstico de impulso-respuesta (matrices Φ_j), o sea las respuestas a shocks, podrían no reflejar adecuadamente las relaciones entre las variables, si los componentes de u_t estuvieran contemporáneamente correlacionados (la matriz de covarianzas Σ_u sería no diagonal).

Existen diversas formas de 'ortogonalizar' los impulsos. Una sería a través de la descomposición de Choleski, donde $\Sigma_u = P P'$, siendo P una matriz inferior triangular ('lower triangular'), con elementos positivos en la diagonal principal.

Amisano y Giannini (1997) sugieren considerar alguno de los tres modelos de la forma estructural que plantean (modelos A, B y AB, respectivamente), a fin de lograr que los residuos no estén contemporáneamente correlacionados.

En el **Modelo B**, el vector de errores en la forma estructural ϵ_t sería: $u_t = B \epsilon_t$, $\epsilon_t \sim (0, \Sigma_\epsilon)$, donde $\Sigma_u = B \Sigma_\epsilon B'$ es la matriz de covarianza diagonal. Normalizando las varianzas de las innovaciones estructurales a uno, es decir, suponiendo $\epsilon_t \sim (0, I_K)$, se obtiene $\Sigma_u = BB'$. La matriz B debería ser 'lower triangular', debiéndose imponer a lo sumo $K(K-1)/2$ restricciones adicionales para identificarla.⁶

3.1.2. El modelo de SVEC

La propuesta de los modelos de Corrección de Error Vectorial Estructural (SVEC) permite considerar las propiedades de corto y de largo plazos de las series, es decir, descomponer las innovaciones en los componentes que presentan efectos permanentes en los niveles de las variables y los que muestran efectos transitorios.

Se supone que las variables consideradas son al menos I(1) y que el proceso de generación de los datos se representa a partir de un modelo VEC, con rango de cointegración r ($1 \leq r \leq K-1$).

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (3)$$

donde y_t es un vector de variables observables de dimensión K , α es una matriz ($K \times r$) de 'loading coefficients', β es una matriz de cointegración ($K \times r$), Γ_j es una matriz ($K \times K$) de coeficientes de corto plazo ($j = 1, \dots, p-1$) y u_t es un vector de errores ruido blanco, $u_t \sim (0, \Sigma_u)$.

La representación MA Beveridge-Nelson del proceso (1) sería:

⁶ Por su parte, en el **Modelo A** se establece que los errores de la forma estructural serían: $\epsilon_t = A u_t$, $\epsilon_t \sim (0, \Sigma_\epsilon)$, donde $\Sigma_\epsilon = A \Sigma_u A'$ es la matriz de covarianza diagonal. Para ello, se establecen determinadas restricciones sobre los elementos de la matriz A (A 'lower triangular'). Podría haber como máximo $K(K-1)/2$ restricciones de identificación para los elementos ubicados por fuera de la diagonal principal. Amisano y Giannini proponen, a su vez, un tercer modelo, el AB, para obtener la forma estructural del VAR (Kilian, 2011).

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} + y_0^* \quad (4)$$

donde los Ξ_j^* son absolutamente sumables (convergen a cero, con $j \rightarrow \infty$) y el término y_0^* contiene los valores iniciales.

El *efecto de largo plazo de los shocks* sería capturado por el ‘término de tendencia común’ $\Xi \sum_{i=1}^t u_i$,

siendo la matriz Ξ (con rango $K - r$), igual a:

$$\Xi = \beta_{\perp} [\alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp}]^{-1} \alpha'_{\perp} \quad (5)$$

Para identificar las innovaciones estructurales, se emplea el **Modelo B** propuesto por Amisano y Giannini, con $u_t = B \epsilon_t$, con $\epsilon_t \sim (0, I_K)$. Sustituyendo esta relación en el término de tendencia común

$\Xi \sum_{i=1}^t u_i$, quedaría:

$$\Xi B \sum_{i=1}^t \epsilon_i \quad (6)$$

Los *efectos de largo plazo de las innovaciones estructurales* vienen expresados por la matriz ΞB (B debería ser no singular, o sea con el determinante distinto de cero).

De acuerdo con Lütkepohl (2005), existirían $K - r$ tendencias comunes (‘common trend’), r innovaciones estructurales tendrían efectos transitorios y $K - r$ efectos permanentes (siendo r el rango de cointegración).⁷

Para recuperar los choques estructurales (no observables), deberían imponerse determinadas restricciones a estos modelos. Las restricciones, a las matrices *B de corto plazo* y ΞB *de largo plazo*, serían:

⁷ $\text{rk}(\Xi B) = K - r$.

*con r shocks transitorios, podrían restringirse como máximo r columnas de cero a la matriz de largo plazo ΞB .

*asimismo, deberían imponerse $r(r - 1) / 2$ restricciones *adicionales* para identificar los *shocks transitorios*.

* y $(K - r)((K - r) - 1) / 2$ restricciones *adicionales* para identificar *los shocks permanentes*.

*por tanto, habría *en total* $\frac{1}{2} K(K - 1) - r(K - r)$ restricciones adicionales, para identificar las innovaciones estructurales.

3.2. Las exportaciones de productos primarios y las MOA a partir de un modelo SVEC

3.2.1. Vector de variables endógenas

El modelo considera un vector de variables endógenas Y_t con el siguiente orden: tipo de cambio efectivo real de Estados Unidos (REER), índice de precios de materias primas (Prcomod), PIB agropecuario real (PIBag), tipo de cambio real de Argentina (TCR) y exportaciones de productos primarios y manufacturas de origen agropecuario en términos reales (Xagro). La descripción de las series se presenta en Anexo I.

Se supone que la oferta de exportaciones de productos primarios y las manufacturas de origen agropecuario resultan afectadas por los shocks en el tipo de cambio real de U.S., por los precios internacionales de las materias primas, por el PIB real del sector agropecuario y por el tipo de cambio real, además de sus propios shocks.

El vector de variables Y_t sería:

$$Y_t = [\text{REER}, \text{Prcomod}, \text{PIBag}, \text{TCR}, \text{Xagro}] \quad (7)$$

3.2.2. Pruebas de raíz unitaria y de cointegración

Previamente, se realizan las pruebas de raíz unitaria, para determinar si las series son no estacionarias en niveles. De acuerdo con las pruebas ADF no resulta posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% (al 1% para la variable REER), lo mismo que con la prueba de raíz unitaria considerando un cambio estructural en las series en 2002 (2009 para REER). No obstante, en el caso

del REER, las pruebas de Phillips-Perron y de Schmidt y Phillips no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% y al 5%, respectivamente (Tabla 1, en Anexo II).⁸

A su vez, el test de traza (Johansen, 1988, y Johansen y Juselius, 1990) determina la existencia de un vector de cointegración al 5%. (Tabla 2, en Anexo II).

Las pruebas ADF se efectúan con las variables en logaritmo, constante y tendencia si resultaran significativas y tres rezagos; la de raíz unitaria con cambio estructural con la alternativa ‘shift dummy’ y tres rezagos; mientras que para el test de traza se incluye constante, tendencia, tres variables binarias (dum1: valor uno en 1989 y 2011 y cero en los otros períodos; dum2: valor uno en 2016 y cero en los demás años; dum3: valor uno desde 2011 a 2015 y cero en los restantes períodos) y tres rezagos en niveles.⁹

3.2.3. Restricciones al modelo de SVEC:

La metodología propuesta por Lütkepohl (2005) establece que deben imponerse a lo sumo r columnas de ceros a la matriz de largo plazo (ΞB), siendo r el rango de cointegración. Dado que, en este caso, el rango de cointegración es uno ($r = 1$), se restringe a cero únicamente la última columna de esa matriz.

Asimismo, se imponen $(K - r) ((K - r) - 1) / 2$ restricciones *adicionales* para identificar *los shocks permanentes* (6 restricciones) y ninguna restricción adicional para identificar los shocks transitorios (matriz B), dado que, en este caso, $r (r - 1) / 2 = 0$.

Las restricciones adicionales impuestas a la matriz de largo plazo suponen que el tipo de cambio efectivo real de U.S. y el precio internacional de las materias primas no se ven afectados por los valores corrientes y retrasados de las restantes variables en el largo plazo (solo lo serían por sus propios choques).

⁸ Para la variable *REER*, el test *Phillips-Perron* muestra un valor de -2.18 (valores críticos: 1%: -3.63, 5%: -2.95) y el test de *Schmidt-Phillips* un valor de -6.3 (valores críticos: 1%: -25.2, 5%: -18.1), por lo que no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5%. En los casos de las dos variables del tipo de cambio de argentina (respecto del dólar y multilateral) el test de Phillips-Perron tampoco permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al 5% y al 1%.

⁹ Los períodos considerados para las variables binarias son: 1989 el año de la hiperinflación, 2011 el del inicio de la aplicación del ‘cepo cambiario’ (que se extiende hasta 2015) y 2016 el del inicio del nuevo Gobierno, que se hizo cargo en diciembre de 2015.

Los precios de las materias primas estarían influenciados, a su vez, por el tipo de cambio real de U.S., dada la correlación negativa que existe entre estas variables. De esta forma, los coeficientes de la matriz ΞB (largo plazo): $\theta_{12}(L) = \theta_{13}(L) = \theta_{14}(L) = 0$ y $\theta_{23}(L) = \theta_{24}(L) = 0$, mientras que $\theta_{15}(L) = \theta_{25}(L) = 0$ por haberse restringido a cero la última columna de dicha matriz.

El PIB agropecuario se vería influido solamente por los choques externos y por los de oferta, mientras que el tipo de cambio real de Argentina no afectaría al producto en el largo plazo. Clarida y Gali (1994), Sachs y Wyplosz (1984) y Frenkel y Razin (1986) sugieren que el tipo de cambio real sería un factor de demanda y, por tanto, que no tendría efectos permanentes en el producto.

Asimismo, se supone que las exportaciones representan el remanente que queda después de satisfacer al consumo doméstico, por lo que no afectarían a las demás variables endógenas en el largo plazo.

Las restricciones, a imponer a la matriz de largo plazo (ΞB), se indican en la expresión (8):

$$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & 1 & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 1 & \beta_{34} & \beta_{35} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 1 & \beta_{45} \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & 1 \end{bmatrix}; \quad \Xi B = \begin{bmatrix} \theta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{21} & \theta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} & 0 & 0 \\ \theta_{41} & \theta_{42} & \theta_{43} & \theta_{44} & 0 \\ \theta_{51} & \theta_{52} & \theta_{53} & \theta_{54} & 0 \end{bmatrix} \quad (8)$$

Las variables REER y TCR indican el tipo de cambio real, correspondientes a Estados Unidos y a Argentina, respectivamente. Sin embargo, mientras que un incremento en REER implica una apreciación del dólar estadounidense respecto del resto de las monedas, un aumento del TCR indicaría una depreciación del peso argentino frente al dólar.

La estimación de los modelos de SVEC se efectúa a partir del método de máxima verosimilitud, con las variables en niveles, logaritmo, las tres variables binarias mencionadas y tres retrasos.¹⁰ Dado que las restricciones impuestas resultan apropiadas se alcanza la convergencia del modelo.

Adicionalmente, se estima un segundo modelo (Modelo dos), donde se reemplaza al tipo de cambio respecto del dólar para Argentina, empleado en el Modelo uno, por el tipo de cambio real multilateral,

¹⁰ Para la elección del número de retrasos se consideró el criterio de Akaike.

para los años disponibles (ver descripción de esta serie en el Anexo I). Las pruebas de raíz unitaria y del test de traza, correspondientes a este segundo modelo, se incluyen en el Anexo II.

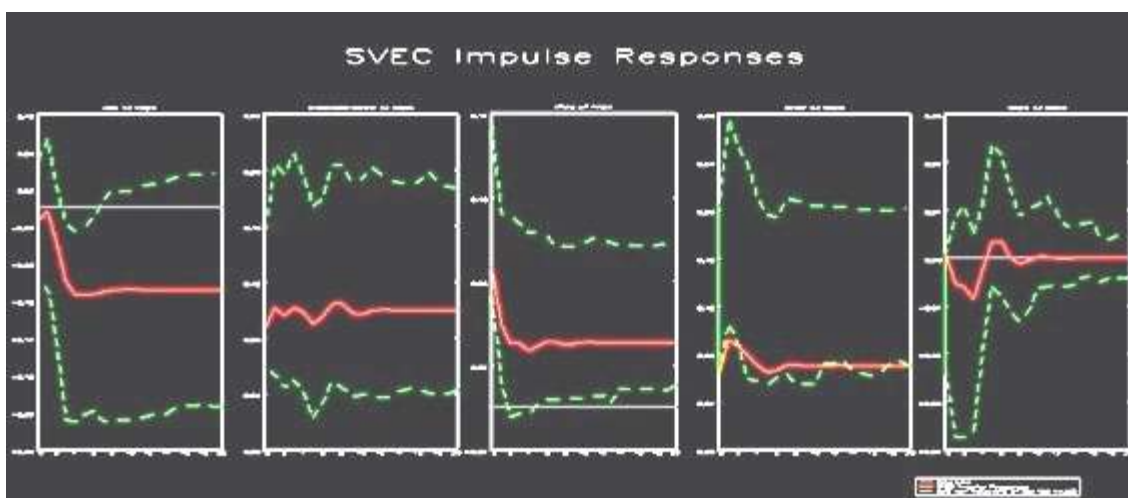
En ambos casos (Modelos uno y dos), el análisis de los residuos permite inferir que no resulta posible rechazar las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y ausencia de heterocedasticidad, así como de normalidad de los residuos.¹¹

4. Resultados de las estimaciones

En esta sección, se presentan los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de descomposición de la varianza, correspondientes a los modelos de SVEC estimados.

El Gráfico 4 muestra las respuestas de las exportaciones de productos primarios y de las manufacturas de origen agropecuario ante choques de un desvío estándar en las variables (*Modelo uno*).

Gráfico 4. SVEC. Modelo uno. Funciones de respuesta de las exportaciones de productos primarios y MOA, ante choques de un desvío estándar



Fuente: elaboración propia. *Choques de izquierda a derecha: REER, Prcomod, PIBag, TCR, Xagro*

¹¹ Para ambos modelos, los resultados del test conjunto de normalidad son los siguientes: *Modelo uno*: Doornik & Hansen: 6.24 (p-value 0.80), Lütkepohl: 5.5 (p-value: 0.86); *Modelo dos*: D&H: 24.4 (p-value: 0.01), Lütkepohl: 6.56 (p-value: 0.77).

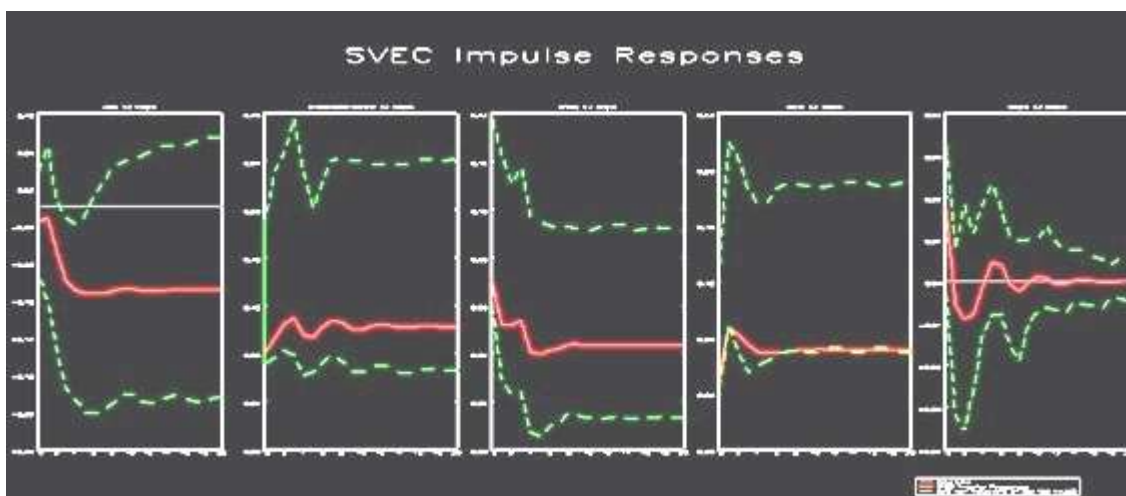
El choque en el tipo de cambio efectivo real de los Estados Unidos (REER) presenta un impacto negativo permanente en las exportaciones. Una mayor apreciación en el tipo de cambio real de U.S. afectaría negativamente a los precios internacionales de las materias primas y estos, a su vez, a las exportaciones, por lo que el resultado encontrado estaría de acuerdo con lo esperado a priori.

Tanto el choque en los precios internacionales, como el choque de oferta (PIB real agropecuario), generan un efecto positivo y significativo en las exportaciones, que se mantiene en el corto y en el largo plazos. De esta forma, las mejoras en los precios internacionales y el choque tecnológico (productividad) afectarían positivamente a las exportaciones de productos primarios y de las manufacturas de origen agropecuario.

El shock en el tipo de cambio real genera también una respuesta positiva y permanente en las exportaciones, aunque la función de respuesta se ubica, por lo general, en el límite inferior de la banda de confianza.

El Gráfico 5 indica las funciones de respuesta para el caso del *Modelo dos*, donde se ha reemplazado al tipo de cambio real respecto del dólar (TCR), por el tipo de cambio real multilateral (TCRM). Los resultados son similares a los encontrados en el Modelo uno.

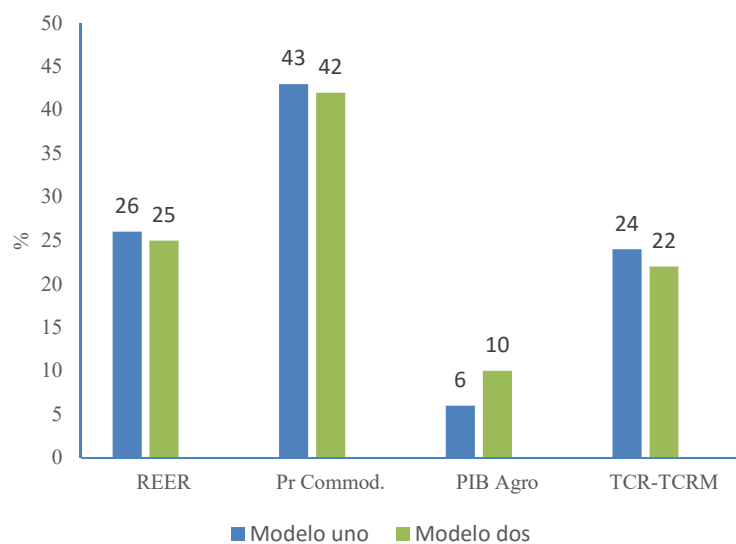
Gráfico 5. SVEC. Modelo dos. Funciones de respuesta de las exportaciones de productos primarios y MOA, ante choques de un desvío estándar



Fuente: elaboración propia. Choques de izquierda a derecha: REER, Pcomod, PIBag, TCRM, Xagro

Por su parte, la descomposición de la varianza muestra que los precios internacionales de las materias primas explicarían la mayor parte de la varianza en el caso de las exportaciones de productos primarios y de las manufacturas de origen agropecuario (MOA), después de transcurridos diez años.

Gráfico 6. Descomposición de la varianza en las exportaciones de productos primarios y las manufacturas de origen agropecuario (MOA), después de transcurridos 10 años (se excluye el choque propio). Porcentajes



La participación de los precios de las materias primas se mantiene en ambos modelos (43% y 42%, respectivamente), en tanto que los choques en el tipo de cambio real de U.S. explican también porcentajes relativamente elevados (26% y 25%, respectivamente). El choque en el tipo de cambio real de Argentina y, en particular, el choque de oferta, representan porcentajes más reducidos, en el largo plazo.

5. Conclusiones

En este trabajo, se analizan los principales determinantes de las exportaciones de productos primarios y de las manufacturas de origen agropecuario (MOA) en Argentina. A tal efecto, se utilizan modelos de SVEC (modelos de Corrección de Equilibrio Vectorial Estructural), con datos anuales, que cubren el período 1980-2016.

Debido a que la mayor parte de las exportaciones de productos primarios y de las MOA corresponden a los embarques de cereales y oleaginosas y a los productos y residuos de su industrialización (harinas y aceites), y dada la elevada correlación que se observa entre los precios de estos bienes, se han considerado las exportaciones de estos productos como si fueran un solo agregado. Los valores de las exportaciones en dólares se deflactaron por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos.

En el trabajo se estiman dos modelos de SVEC, los que difieren solamente en la variable del tipo de cambio real para Argentina. Ambos modelos consideran al tipo de cambio efectivo real de U.S., a los precios internacionales de las materias primas, al PIB real agropecuario, al tipo de cambio real de Argentina y a las exportaciones de productos primarios y MOA como las variables explicativas. El *Modelo uno* considera al tipo de cambio respecto del dólar de los Estados Unidos y el *Modelo dos* al tipo de cambio real multilateral (ver descripción de las series en Anexo I). En ambos casos, se imponen restricciones de largo plazo, de acuerdo a lo que establece la teoría de los modelos de SVEC.

Las funciones de impulso-respuesta muestran que las exportaciones responden negativa y significativamente a los choques en el tipo de cambio real de Estados Unidos (la apreciación del dólar frente al resto de las divisas tendría un efecto negativo en los precios de las materias primas y, por ende, en las exportaciones).

Los choques en los precios internacionales de las materias primas y los shocks de oferta generan respuestas positivas y significativas en las exportaciones (de esta forma, las mejoras en las cotizaciones de los ‘commodities’ y los shocks tecnológicos tendrían un impacto favorable en las exportaciones).

A su vez, los choques en el tipo de cambio real de Argentina (un choque positivo significa una mayor depreciación de la moneda doméstica) también afectarían en forma positiva a las exportaciones, en el largo plazo (aunque la función de respuesta se encuentra en el límite inferior de la banda de confianza).

Por su parte, el análisis de descomposición de varianza sugiere que la mayor parte de la varianza de las exportaciones se explicaría por los choques en los precios internacionales de

las materias primas y por el choque en el tipo de cambio real de U.S., mientras que el choque de oferta representa un porcentaje más pequeño de la varianza (10%, o menos) en ambos modelos.

Los resultados de las estimaciones destacan la importancia que tendrían los choques externos (tipo de cambio real de U.S. y precios internacionales), para explicar las fluctuaciones en las exportaciones de los productos primarios y de las manufacturas de origen agropecuario. Al igual que en el estudio realizado por Catao et al. (2002), se observa una considerable sensibilidad de este tipo de exportaciones al comportamiento que experimentan los precios internacionales de las materias primas.

El rol jugado por la productividad, aunque en el caso de las exportaciones resulta algo menor al encontrado para los otros choques, estaría en línea con la contribución que ha tenido esta variable como fuente del crecimiento de la agricultura, en particular desde los años noventa en adelante.

No obstante, la elevada participación que presentan los precios de las materias primas, para explicar las fluctuaciones en las exportaciones de los productos primarios y de las MOA, resalta también la extrema vulnerabilidad, que podría llegar a enfrentar la economía argentina, si se revirtiera en el futuro el 'boom' de precios internacionales, observado en las dos últimas décadas.

Referencias

Aastveit, K., Bjørnland, H. y Thorsrud, L. (2015). “What drives oil prices?. Emerging versus developed economies”. *Journal of Applied Econometrics* (30). 1013–28.

Adler, G. y Magud, N. (2015). “Four Decades of Terms-of-Trade Booms: a Metric of Income Windfall”. *Journal of International Money and Finance*. (55). 162-192.

Ahmed, S., Ickes, B., Wang, P. y Yoo, B. (1993). “International Business Cycles”. *American Economic Review*. (83), 335-359.

Ahumada, H. (1994). “Argentine Exports: long Run Behavior and Dynamics”. Reunión Anual de la AAEP. Universidad Nacional de La Plata.

Amisano, G. y Giannini, C. (1997). “Topics in Structural VAR Econometrics”. Segunda Edición. Springer, Berlin.

Arize, A. (1990), “An Econometric Investigation of Export Behavior in Seven Asian Developing Countries,” *Applied Economics*. (22). 891-904.

Bjornland, H. (1998). “Economic Fluctuations in a Small Open Economy: real versus Nominal Shocks”. *Statistics Norway Discussion Papers* n° 215.

Bjornland, H. (2000). “The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks. A Comparative Study”. *The Manchester School*. (68). 578-607.

Bjornland, H. y Thorsrud, L. (2014). “What is the Effect of an Oil Price decrease on the Norwegian Economy?”. *Norges Bank*. Oslo. Noviembre.

Blanchard, O. y Quah, D. (1989). “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”. *American Economic Review*. (79). 655-673.

Catao, L. y Falcetti, E. (2002). “Determinants of Argentina’s External Trade”. *Journal of Applied Economics*. (5). 19-57.

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). 1-56.

Caballero, R. y Corbo, V. (1989), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence," *World Bank Economic Review*. (3). 263-78.

Frenkel, J. y Razin, A. (1986). "Real Exchange Rates, Interest Rates and Fiscal Policies". *Economic Studies Quarterly*. (37). 99-113.

Garriga, M. y Sanguinetti, P. (1995), "¿Es el Mercosur un Bloque Natural?. Efectos de la Política Comercial y la Geografía sobre el Intercambio Regional" *Estudios* (73). 59-68.

Hoffmaister, A. y Roldós, J. (1997). "Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?". *IMF Working Paper 9*. International Monetary Fund.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*". (12). 231-54.

Johansen, S. y Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*. (52). 169-209.

Kilian, L. (2011). "Structural VAR". *Universidad de Michigan*. Octubre.

Lippi, F. y Nobili, A. (2012). "Oil and the macroeconomy: A quantitative structural analysis". *Journal of the European Economic Association*. (10). 1059–1083.

Lütkepohl, H. (2005). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer. Berlin.

Mehrara, M. y Oskoui, K. (2007). "The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oil Exporting Countries: a Comparative Study". *Economic Modelling*. (24). 365-379.

Prasad, E. (1999). "International Trade and the Business Cycle". *The Economic Journal*. (109). 588-606.

Reca, L. y Parellada, G. (2001a). "La Agricultura Argentina a Comienzos del Milenio: Logros y Desafíos". *Desarrollo Económico*. (40). Nº 160.

Reca, L. y Parellada, G. (2001b). “El sector agropecuario argentino. Aspectos de su evolución, razones de su crecimiento reciente y posibilidades futuras”. Edición Facultad Agronomía. Buenos Aires.

Regúnaga, M. (2008). “La estrategia tecnológica de largo plazo para promover el crecimiento sustentable del sector agroalimentario argentino”. En: Diagnósticos y estrategias para la mejora de la competitividad de la agricultura argentina. Regúnaga M. (coordinador). CARI. FAO. IICA. Buenos Aires.

Sachs, J. y Wyplosz, C. (1984). “Exchange Rate Effects of Fiscal Policy”. NBER Working Paper n° 1255.

Shapiro, M. y Watson, M. (1988). “Sources of Business Cycles Fluctuations”. En Fischer S. editor. NBER Macroeconomics Annual. The MIT Press.

Anexo I. Series utilizadas en las estimaciones

Tipo de cambio efectivo real de los Estados Unidos (REER). Un tipo de cambio más alto implicaría una mayor apreciación real del dólar respecto del resto de las monedas. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

Índice de precios de las materias primas: corresponde al índice elaborado por el BCRA (período 1997-2016). Los años anteriores se empalmaron con un índice de precios elaborado a partir de las cotizaciones internacionales de las materias primas y de las ponderaciones correspondientes al período 1995-1997 (dada la disponibilidad de información). Fuente: BCRA y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.¹²

PIB real agro. PIB del sector agricultura, ganadería, caza y silvicultura, a precios de 2004 (los datos correspondientes a los años anteriores se obtuvieron a partir de las bases de las Cuentas Nacionales a precios de 1993 y de 1986, respectivamente). Fuente: INDEC.

Tipo de cambio real de Argentina respecto del dólar. Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense deflactado por los precios al consumidor de la Ciudad de Buenos Aires y los precios al productor (1993-2016) de Argentina (dada la disponibilidad de información). Se considera también la inflación en U.S., de acuerdo con el deflactor del GDP de ese país. Índice base: 1980=100. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI e INDEC.

Tipo de cambio real multilateral de Argentina. Corresponde a la serie elaborada por el BCRA desde 1997 en adelante. Los datos anteriores se empalman con el tipo de cambio real respecto del dólar de los Estados Unidos (1980-1996).

¹² El índice de precios de materias primas del BCRA incluye a los minerales metalíferos (en 2015 sus exportaciones representaron alrededor del 4.5% del total), que están incluidos en las exportaciones de productos primarios, y al petróleo. En los últimos años, se han difundido los combustibles obtenidos a partir de los cereales (por ejemplo, bioetanol del maíz) y de las semillas oleaginosas (por ejemplo, biodiesel de soja, girasol y colza). Dado que los precios de los biocombustibles muestran una importante correlación positiva con los precios del petróleo se considera razonable utilizar la serie de precios internacionales elaborada por el BCRA (que incluye también al petróleo), a efectos de intentar explicar el comportamiento de las exportaciones analizadas en el trabajo.

Exportaciones de productos primarios y de manufacturas de origen agropecuario (MOA), en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos. Fuente: INDEC (Intercambio Comercial Argentino) y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

Anexo II. Tests de raíz unitaria y de cointegración

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria. Tests ADF y UR con cambio estructural (período: 1980-2016).

Variable	Test ADF			Test de raíz unitaria con cambio estructural				
	Significatividad de la constante	Significatividad de la tendencia	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor del estad.	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor del estad.
REER	sí	no	-3.65	-2.95	-3.24	-3.48	-2.88	-3.47
Prcomod	no	no	-2.64	-1.95	0.43	-3.48	-2.88	-1.45
PIBag	sí	sí	-4.26	-3.55	-3.01	-3.48	-2.88	0.28
TCR	no	no	-2.64	-1.95	-0.51	-3.48	-2.88	-1.89
Xagro	sí	sí	-4.26	-3.55	-3.03	-3.48	-2.88	-0.61
TCRM	no	no	-2.64	-1.95	-0.76	-3.48	-2.88	-0.96

Fuente: elaboración propia. Variables en logaritmo y tres retrasos en niveles. Se rechaza, en todos los casos, la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria para las primeras diferencias de las variables con la prueba ADF (5%).

Tabla 2. Test de cointegración. Estadístico de Traza de Johansen.

Relaciones de cointegración (r)	Valor estadístico	Probabilidad	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%
<i>Modelo uno</i>				
0 **	98.25	0.01	88.55	96.97
1	56.62	0.18	63.66	70.91
2	30.45	0.48	42.77	48.87
3	13.63	0.69	25.73	30.67
4	3.04	0.86	12.45	16.22
<i>Modelo dos</i>				
0 **	106.0	0.00	88.55	96.97
1	61.96	0.07	63.66	70.91
2	33.08	0.34	42.77	48.87
3	17.40	0.39	25.73	30.67
4	6.85	0.37	12.45	16.22

Fuente: elaboración propia. Variables en logaritmo, constante, tendencia, tres retrasos en niveles y tres variables binarias (dum1: uno en 1989 y 2011; dum2: uno en 2016 y dum3: uno en 2011 a 2015, y cero en los restantes años). **denota rechazo de la hipótesis al 5%. Valores críticos: Lütkepohl (2005). El test de traza indica, para los dos modelos, una relación de cointegración al 5%.

Reconquista 266, C1003ABF
Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina
Phone | 54 11 4348-3582
E-mail | investig@bcra.gob.ar
Web | www.bcra.gob.ar



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS