

**EXPORTACIONES DE MANUFACTURAS DE ORIGEN  
INDUSTRIAL (MOI) EN ARGENTINA**  
**MANUFACTURED EXPORTS OF INDUSTRIAL ORIGIN  
(MOI) IN ARGENTINA**

Luis N. Lanteri <sup>ψ</sup>  
UNR

- **RESUMEN:** En este trabajo, se analizan los principales factores que explican el comportamiento de las exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI) en Argentina, a partir de modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo. Las estimaciones incluyen datos trimestrales de este país, que cubren el período 1993-2015. Se observa que la producción industrial en Brasil jugaría un papel más importante, que el tipo de cambio real, para explicar la variabilidad de las exportaciones industriales. Así, el tipo de cambio no tendría un papel tan destacado, como sugiere la teoría de la ‘economía dual’, en boga en los años sesenta y setenta.
- **PALABRAS CLAVE:** exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI), producción industrial en Brasil, tipo de cambio real, modelos de SVAR
- **ABSTRACT:** This paper analyzes the main factors that explain the evolution of manufactured exports of industrial origin (MOI) in Argentina, employing SVAR models, with long term restrictions. The estimations include quarterly data of this country, covering the period 1993-2015. It is noted that industrial production in Brazil would play a bigger role, than real exchange rate, to explain the variability of manufactured exports. Thus, the exchange rate would not have such a prominent role, as suggested by the theory of the ‘dual economy’, in vogue in the sixties and seventies.
- **KEYWORDS:** manufactured exports of industrial origin (MOI), industrial production in Brazil, real exchange rate, SVAR models.
- **CLASIFICACIÓN JEL:** C1, F1, E0, L0.
  
- Recepción: 20/07/2016 Aceptación: 19/09/2016

---

<sup>ψ</sup> Las opiniones vertidas en el trabajo corresponden exclusivamente al autor y son de su entera responsabilidad. Trabajo elaborado con datos disponibles a julio de 2016. Email: [luislante@yahoo.com](mailto:luislante@yahoo.com)

*Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, vol.1, núm. 3. , pp. 1- 22.*

## INTRODUCCIÓN

Para algunos autores, que analizaron la economía argentina y latinoamericana en los años sesenta y setenta, los países exportadores primarios en proceso de industrialización podrían presentar una estructura productiva dual, donde existen sectores que operan con niveles de productividad y precios diferentes.<sup>1</sup>

En el caso argentino, la economía funcionaría bajo un esquema de dos sectores: por un lado, estaría el agro, el principal oferente de divisas, que contaría con una elevada productividad y, por otro, la industria, que contribuiría en mayor medida a la generación de empleos, pero que no mostraría una productividad tal alta como la del sector primario. El sector agropecuario podría producir a precios internacionales, en tanto que la industria lo haría a precios superiores al internacional.

Para esta corriente, mientras que el proceso de sustitución de importaciones, impulsado por el sector industrial, requiere cantidades crecientes de divisas, dado la fuerte dependencia de la industria a las importaciones de insumos, materias primas y bienes de capital, el nivel de precios, al que opera este sector, le impide exportar en condiciones competitivas. La industria no contribuiría así a la obtención de las divisas necesarias para su crecimiento, función que quedaría a cargo del sector agropecuario.

Los efectos negativos del sistema de producción dual podrían verse agravados si se produjera un boom en el sector productor de materias primas, tal como aconteció en América Latina, en los últimos diez, o quince

---

<sup>1</sup> Véanse los trabajos de: Villanueva (1964), Braun y Joy (1968), Díaz Alejandro (1970), Diamand (1972), Canitrot (1975) y Mallon y Sourrouille (1975).

años, y, como consecuencia de ello, se desencadenaran movimientos de recursos, desde los sectores transables hacia el sector productor de bienes primarios.

En los años ochenta, Corden y Neary (1982), Bruno y Sachs (1982) y Corden (1984), entre otros autores, definieron el concepto de ‘enfermedad holandesa’ (‘Dutch disease’), a partir del descubrimiento de gas natural en el Mar del Norte. El auge en la producción de este recurso natural impactó negativamente en el sector manufacturero holandés, debido a la apreciación del tipo de cambio real.

El fenómeno de la enfermedad holandesa sugiere que en una economía donde se observe un boom en la producción de materias primas, se generaría un movimiento de recursos en favor del sector en auge. De esta forma, el tipo de cambio real se apreciaría, afectando negativamente a los sectores transables, como la industria manufacturera, debido al impacto (‘crowding out’) que ello causaría en su competitividad (Bjornland y Thorsrud, 2014).

Argentina ha experimentado, en la última década, importantes transformaciones en su comercio exterior, debido a la irrupción de China, India y otras economías en desarrollo como destacados demandantes de granos y subproductos (en especial soja), así como por la evolución registrada en el intercambio comercial entre los países del MERCOSUR. La presencia de China y de otras economías impulsó una mejora notable en los términos del intercambio, mientras que los lazos comerciales con el MERCOSUR y, en particular, con Brasil, significó el mantenimiento de los niveles de producción y de empleo en algunas ramas industriales no tradicionales (por ejemplo, en la automotriz) y la posibilidad de generar nuevas exportaciones hacia los mercados de la región.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

El análisis del impacto de estos factores sobre el comportamiento de las exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI) resulta sumamente relevante para la economía argentina, dada la necesidad que tiene el país de diversificar su matriz productiva y de ampliar el espectro de exportaciones, de forma de no ser tan dependiente en el futuro del comercio de materias primas y de los productos manufacturados de ese origen.

En este trabajo, se analizan los principales determinantes de las exportaciones de manufacturas de origen industrial, MOI (en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos), a partir de modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo. También se trata de establecer si el tipo de cambio real resulta clave para el desempeño de las MOI o si, por el contrario, otros factores serían más relevantes para explicar el comportamiento de este tipo de exportaciones. El trabajo incluye datos trimestrales de la economía argentina, que cubren el período 1993Q1-2015Q4.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analiza el proceso de apertura externa en Argentina y la evolución de las exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI), en las últimas décadas. En la sección tres, se presentan los modelos de VAR a estimar y las restricciones impuestas a dichos modelos, mientras que en la cuatro se muestran los resultados de las estimaciones. Por último, en la sección cinco se comentan las principales conclusiones del trabajo.

## **2. APERTURA EXTERNA Y EXPORTACIONES DE MANUFACTURAS DE ORIGEN INDUSTRIAL (MOI)**

Desde los años noventa en adelante, podrían considerarse dos importantes períodos de acuerdo con las políticas económicas aplicadas por el Gobierno

(hasta fines de 2015). El primero corresponde al Plan de Convertibilidad, que estableció un tipo de cambio fijo y convertible respecto del dólar estadounidense, y el segundo a los años posteriores a la crisis de finales de 2001.<sup>2</sup>

Ambos períodos se caracterizaron por diferentes políticas en materia de apertura externa. Los noventa podrían considerarse a priori como años de mayor apertura al exterior y los años post-convertibilidad como un modelo de economía más autónoma.

Para medir el grado de intercambio con el resto del mundo podría emplearse el denominado ‘coeficiente de apertura’:  $CA = [(X+M)/2]/PIB \times 100$ , donde X representa las exportaciones de bienes y servicios, M las importaciones de bienes y servicios y PIB el producto bruto interno en moneda constante.

Estos coeficientes, elaborados con datos de las Cuentas Nacionales en millones de pesos de 2004, no parecen confirmar plenamente lo que podría esperarse de acuerdo con las políticas seguidas durante ambos períodos. Mientras que la participación de las importaciones en el PIB se incrementó, en promedio, del 18.9% al 20.7% entre ambos períodos, la de las exportaciones mostró un aumento mayor (del 17.3% al 22.7%), al igual que el coeficiente de apertura externa (18.1% a 21.7%).<sup>3</sup>

A su vez, para determinar la propensión de los países a comerciar con el exterior, suele evaluarse la política comercial externa (existencia de

---

<sup>2</sup> Sobre ambos períodos, pueden verse, entre otros, los trabajos de Feldstein (2002), Damill, Frenkel y Juvenal (2003) y Damill y Frenkel (2013).

<sup>3</sup> Las comparaciones se realizan con datos anuales de la oferta y demanda agregada, a precios constantes (millones de pesos de 2004), para los períodos 1993-2001 y 2002-2015, respectivamente.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

impuestos a las exportaciones, tarifas a las importaciones y restricciones cuantitativas), a partir de la discrepancia entre los términos del intercambio y los precios relativos internos.

Díaz Alejandro (1981) emplea el denominado ‘sesgo de comercio’, suponiendo que los bienes podrían agruparse en dos grandes agregados de productos comerciables: los exportables y los importables. Este indicador se define como:  $CP = (P_{ix}/P_{im})/(P_{fx}/P_{fm})$ , donde  $P_{ix}/P_{im}$  indica la relación entre los precios implícitos de exportación y de importación y  $P_{fx}/P_{fm}$  los términos del intercambio (TIE). Los primeros representan los precios relativos internos y los segundos los internacionales. A su vez, dado que  $P_{ix} = P_{fx} E (1-t_x)$  y  $P_{im} = P_{fm} E (1+t_m)$ , donde  $t_x$ ,  $t_m$  y  $E$  indican las tasas de impuestos a los exportables, las tarifas a los importables y el tipo de cambio nominal, respectivamente, el sesgo pro (anti) comercio sería:  $CP = (1-t_x)/(1+t_m)$ . Si no existiera una política comercial explícita, que discriminara en favor, o en contra, de los exportables, o de los importables, o sea  $t_x=t_m=0$ , el sesgo pro (anti) comercio sería igual a uno. En contraste, un coeficiente  $CP$  menor que uno implica que el precio de los exportables disminuye en relación con el de los importables, o que existe un sesgo en contra de los exportables y en favor de los importables (caerían las exportaciones y las importaciones). Mientras que en los noventa, durante la convertibilidad, este indicador resultó, en promedio, igual a 0.99, en el período posterior a la crisis externa de 2001 (2002-2015) se redujo a 0.95, lo que sugiere la existencia de un sesgo anti comercio en la política comercial.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Dadas las diferentes bases de cálculo del INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos), se consideró, para el período 1993-2003, el coeficiente de sesgo de comercio elaborado a partir de la base, de las Cuentas Nacionales, del año 1993 y, para el período 2004-2015, el de la base 2004.

El intercambio comercial y, en especial, las exportaciones de bienes y servicios, no se reducen durante el período post-convertibilidad, a pesar del sesgo anti comercio en la política comercial. Dos factores podrían explicar este fenómeno. Por un lado el agro, el principal sector de exportables, experimentó un notable cambio tecnológico y una expansión de la frontera cultivable, en particular en la producción de granos, lo que permitió incrementar los volúmenes exportados. Por otro, los precios internacionales de las materias primas se ubicaron por encima de la década anterior, compensando la merma debida a la aplicación de los gravámenes a las exportaciones.

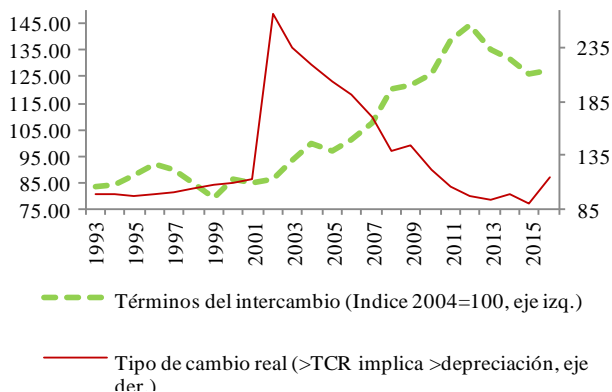
Durante el período post-convertibilidad se observó una mejora en los términos del intercambio (precios externos) y una mayor depreciación del tipo de cambio real (dólar), en comparación con la década de los noventa. Si bien el tipo de cambio real se fue apreciando a través del tiempo, a partir de las mayores tasas de inflación y de la menor devaluación del tipo de cambio nominal, este indicador resultó en promedio alrededor de un 50% más elevado durante el período 2002-2015.

En el Gráfico 1 puede observarse, tal como sugiere la teoría de la enfermedad holandesa, que el tipo de cambio real se habría ido apreciando a medida que mejoraban los términos del intercambio, en especial durante el período posterior a la crisis de 2001. Se incluye también, en este caso, el primer trimestre de 2016, para notar la recuperación inicial del tipo de cambio real, luego del cambio de Gobierno en diciembre de 2015.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

GRÁFICO 1. TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO (ÍNDICE 2004=100) Y TIPO DE CAMBIO REAL (DÓLAR).

DATOS ANUALES (2016 CORRESPONDE AL PRIMER TRIMESTRE)



Fuente: elaboración propia con datos oficiales

¿Qué ocurrió con las participaciones del agro y de la industria en el PIB en moneda constante, entre ambos períodos?. En tanto que la participación del sector agropecuario (incluye también caza y silvicultura) se mantuvo prácticamente en el 7.6%, la de la industria manufacturera cayó del 19.1% al 18.3%, no obstante la mejora en los términos del intercambio y el tipo de cambio real más depreciado (en promedio), en este segundo período (ver, por ejemplo, Adler y Magud, 2015).<sup>5</sup>

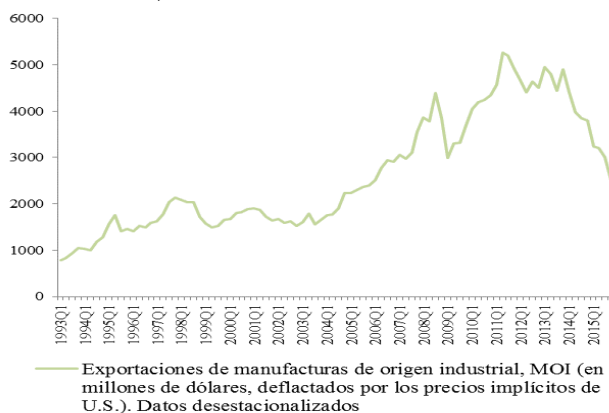
En resumen, a pesar del sesgo anti comercio existente durante los años posteriores a la caída de la convertibilidad, debido a la aplicación de una política comercial en contra de los exportables y en favor de los importables, se incrementó la participación de las exportaciones respecto del PIB total en moneda constante. La mejora que se verificó en los términos del intercambio (precios externos), así como una mayor depreciación del tipo de cambio real (en promedio), podría haber contribuido a estimular las

<sup>5</sup> Comparación realizada con datos anuales, de la oferta y demanda agregada de las Cuentas Nacionales, en millones de pesos de 2004.



exportaciones, en particular las de productos agropecuarios<sup>6</sup>. No obstante, también se redujo la participación del PIB manufacturero, en el PIB total a precios de 2004, durante este segundo período.

GRÁFICO 2. EXPORTACIONES MOI (EN MILLONES DE DÓLARES, DEFLACTADOS POR LOS PRECIOS IMPLÍCITOS DEL GDP DE LOS ESTADOS UNIDOS). DATOS DESESTACIONALIZADOS



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC y del FMI.

En el Gráfico 2, se muestra la evolución de las exportaciones MOI (en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos)<sup>7</sup>. Las exportaciones MOI alcanzaron un valor máximo en 2011 y a partir del año 2013 comenzaron a caer. Al hacer la comparación con datos anuales y en índice (base 2004 = 100), se observa que las MOI pasaron de 81.1, en promedio, en 1993-2001, a 171.6 en 2002-2015.

La participación de las exportaciones MOI en las exportaciones totales también experimentó, en promedio, un incremento entre ambos períodos, al pasar el índice de 108.8 a 115.0 (base 2004=100). En 2015, las

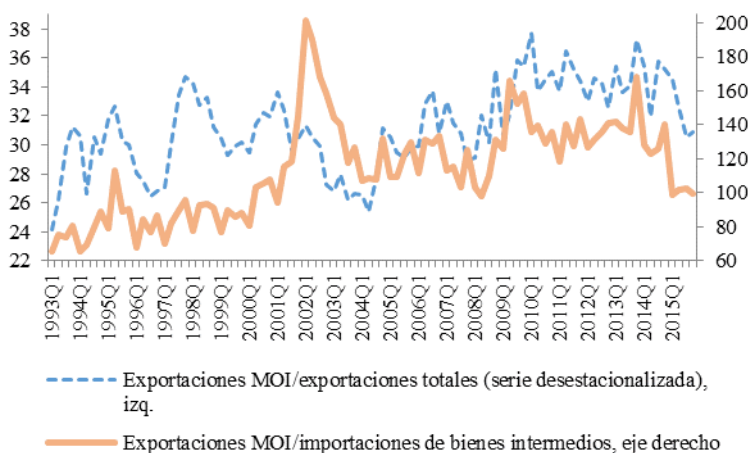
<sup>6</sup> Cabe agregar que un tipo de cambio real elevado significaría mayores incentivos para exportar y menores para importar (aumentaría el saldo comercial), por lo que el coeficiente de apertura debería crecer por el lado de las exportaciones y disminuir por el lado de las importaciones. La política comercial determina el grado de apertura de la economía, pero no el saldo de la balanza comercial.

<sup>7</sup> Datos desestacionalizados (la información original proviene del 'intercambio comercial argentino' del INDEC).

## ■ ECONOMÍA COYUNTURAL

MOI representaron alrededor de U\$S 18.0 mil millones de dólares, un 31.5% de las exportaciones totales (Gráfico 3).

GRÁFICO 3. RATIOS EXPORTACIONES MOI/EXPORTACIONES TOTALES (DATOS DESESTACIONALIZADOS) Y EXPORTACIONES MOI/IMPORTACIONES DE BIENES INTERMEDIOS. EN PORCENTAJES.



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC

También podrían relacionarse las exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI) con las importaciones de bienes intermedios (Gráfico 3). Este índice pasó de 77.8 a 114.3 (base 2004=100), entre ambos períodos, sugiriendo cierta profundización del proceso de sustitución de importaciones. Esta mejora indica que las exportaciones MOI se habrían incrementado, en promedio entre ambos períodos, mientras que las importaciones de bienes intermedios lo habrían hecho también, pero a un ritmo menor. Cabe agregar que los productos primarios de origen minero estarían incluidos también en las exportaciones de manufacturas de origen industrial (Levy Yeyati y Castro, 2012).

Aun así, el balance cambiario de algunos subsectores industriales podría ser deficitario, tal como ocurriría en la industria electrónica, radicada en Tierra del Fuego (beneficiada con un régimen de promoción industrial), en algunas

ramas de la química, e incluso en la industria automotriz. Para algunos analistas, estos sectores estarían poco integrados localmente y no contarían con suficientes encadenamientos productivos, como para alcanzar un proceso armónico y completo de sustitución de importaciones. De allí la necesidad de articular la política macroeconómica con la industrial (Lo Vuolo, 2012).<sup>8</sup>

### **3. MODELO DE VAR ESTRUCTURAL PARA ARGENTINA**

En el trabajo, se emplea una propuesta de VAR estructural (SVAR), con restricciones de largo plazo, basada en Blanchard y Quah (1989).

Los modelos de VAR estructural permiten obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impulso-respuesta. A diferencia de la metodología de Cholesky, la propuesta de SVAR requiere imponer restricciones al VAR, a fin de identificar los componentes estructurales ortogonales (o sea, no correlacionados entre sí) de los términos de error. Estas restricciones se basan en la teoría económica.

#### ***3.1. Restricciones al modelo de VAR***

El modelo de VAR a estimar considera al vector de variables  $X_t$  con el siguiente orden: precio internacional de la soja (Prsoy), índice de producción industrial de Brasil (Brasilind), PIB real de la industria manufacturera (PIBman), tipo de cambio real (TCR) y las exportaciones MOI en millones de dólares, en términos reales ( $X_{moireal}$ ), mientras que el símbolo  $\Delta$  indica las primeras diferencias del logaritmo natural (ver la descripción de las series en el Anexo I).

---

<sup>8</sup> Uno de los rubros que ha ido perdiendo participación en el total de exportaciones es el de los combustibles y energía, que pasó de un máximo de U\$S 7.800 millones en 2006 a U\$S 2.250 millones en 2015. En el mismo período, las importaciones de combustibles y lubricantes se incrementaron de U\$S 1.730 millones a U\$S 6.840 millones en 2015, afectando la balanza comercial de bienes y servicios y también el déficit fiscal, debido a los subsidios del Gobierno al consumo de energía.

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

$$\Delta X_t = [\Delta Prsoy, \Delta Brasilind, \Delta PIBman, TCR, \Delta Xmoireal] \quad (1)$$

Este vector tiene una representación estructural promedio móvil dada por:

$$\Delta X_t = C(L) \varepsilon_t, \quad (2)$$

Donde L es el operador de rezagos y  $\varepsilon_t$  representa el vector de choques estructurales no observables.

En términos matriciales, la representación de largo plazo, de la expresión (2), sería:

$$\begin{bmatrix} \Delta Prsoy_t \\ \Delta Brasilind_t \\ \Delta PIBman_t \\ TCR_t \\ \Delta Xmoireal_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) & C_{14}(L) & C_{15}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) & C_{24}(L) & C_{25}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & C_{34}(L) & C_{35}(L) \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) & C_{45}(L) \\ C_{51}(L) & C_{52}(L) & C_{53}(L) & C_{54}(L) & C_{55}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

De acuerdo con el ordenamiento de las variables se ubican primero los choques externos: el precio internacional de la soja (Prsoy) y el índice de producción industrial de Brasil (Brasilind), en ese orden, después el de oferta (PIBman), posteriormente el de demanda (TCR) y por último las exportaciones MOI (Xmoireal).

Algunos autores sugieren que el TCR estaría influido por factores de demanda, entre ellos: Sachs y Wyplosz (1984), Frenkel y Razin (1986) y Clarida y Gali (1994).

Siendo  $A(L) X_t = u_t$  la forma reducida del VAR, donde  $A(L)$  representa la matriz identidad;  $B(L) X_t = \varepsilon_t$  el VAR estructural; sería  $R u_t = \varepsilon_t$ . Dado que el vector de choques estructurales no es observable, se

emplean los residuos del VAR irrestricto  $u_t$ , y los parámetros de la matriz con restricciones (R), para encontrar el vector de choques estructurales  $\varepsilon_t$ . La matriz de varianza-covarianza del error estructural  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \equiv \Sigma \varepsilon = IK$  es diagonal.

Resulta necesario imponer diez restricciones adicionales en el largo plazo ( $k(k-1)/2$ , con  $k=5$ ), para la identificación del sistema. De acuerdo con Blanchard y Quah (1989) y Clarida y Gali (1994), se consideran los fundamentos de la teoría económica para establecer las restricciones a imponer al VAR.

Las cuatro primeras restricciones de identificación consideran que el precio internacional de la soja es exógeno respecto de las demás variables, incluyendo al índice de producción industrial de Brasil (bajo el supuesto de una economía pequeña y abierta), por lo que los coeficientes  $C12(L) = C13(L) = C14(L) = C15(L) = 0$ . Algo similar se cumpliría para la producción industrial de Brasil respecto de las demás variables, con excepción del precio de la soja, o sea:  $C23(L) = C24(L) = C25(L) = 0$ .

Asimismo, se supone que el choque de demanda (TCR) y las exportaciones MOI no afectarían al PIB manufacturero, ni las exportaciones al tipo de cambio real, en el largo plazo, por lo que las demás restricciones serían:  $C34(L) = C35(L) = 0$ ; y  $C45(L) = 0$ , respectivamente. <sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Sin embargo, debe notarse que en los casos de variables  $I(0)$ , en nivel del log,  $\Theta_{ij}(1) \neq 0$ , para todo  $J$ , por lo que esta última restricción podría no tener sentido (Kilian, 2011).

■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

La matriz de restricciones quedaría:

$$R = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & 0 & 0 & 0 \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & 0 & 0 \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) & 0 \\ C_{51}(L) & C_{52}(L) & C_{53}(L) & C_{54}(L) & C_{55}(L) \end{bmatrix} \quad (4)$$

Los SVAR (de acuerdo con la metodología de Blanchard y Quah, 1989) imponen solamente restricciones de largo plazo y, por tanto, los choques externos, por ejemplo, no serían exógenos, para las restantes variables, en el corto plazo.

Previamente, se realizan pruebas de existencia de raíz unitaria través del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a efectos de verificar si las series son no estacionarias en niveles (se incluye constante y/o tendencia si resultaran significativas y cinco rezagos en niveles) y la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin, donde la hipótesis nula establece que la serie es estacionaria. De acuerdo con estos tests se incluyen las variables en primeras diferencias en el VAR, salvo en el caso del tipo de cambio real, que es estima en niveles (en particular, para esta última se consideró el resultado de la prueba de KPSS, donde no se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, al 5%).

Se consideran datos trimestrales de Argentina, para el período 1993Q1-2015Q4, y cuatro rezagos (o sea, la periodicidad más uno para las variables que se expresan en diferencias). Los modelos incluyen variables

binarias para indicar el cambio que tuvo lugar hacia el final de la convertibilidad, así como otros valores extremos en algunas series.<sup>10</sup>

En el modelo, no es posible rechazar las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y de normalidad de los residuos<sup>11</sup>. A su vez, las raíces inversas del polinomio AR característico se ubican dentro del círculo unitario y presentan módulos inferiores a la unidad, sugiriendo que sería estable (Tabla1).

Tabla 1. Pruebas al modelo de SVAR (probabilidad entre paréntesis)

Test	SVAR
Raíces inversas del polinomio AR característico	Dentro del círculo unitario, módulos < 1
Test LM. Hipótesis nula: ausencia de correlación serial en los residuos (4 rezagos)	30.2 (0.22)
Test de White, sin términos cruzados (Chi sq). Hipótesis nula: ausencia de heterocedasticidad residual.	726 (0.04)
Test de Jarque-Bera. Hipótesis nula: normalidad de los residuos	18.3 (0.05)

Fuente: elaboración propia. Entre paréntesis figura la probabilidad respectiva.

*Fuente: elaboración propia. Entre paréntesis figura la probabilidad respectiva.*

<sup>10</sup> El modelo incluye también variables binarias. La primera toma valor uno en 2001Q4 y 2002Q1 (crisis de la convertibilidad) y cero en los restantes períodos; la segunda valor uno en 1995Q3 (crisis tequila), 2000Q1, 2001Q4 y 2002Q1 (crisis convertibilidad), 2005Q1 (suba de tasas en U.S.), 2008Q3 y 2008Q4 (crisis financiera internacional), 2011Q3 y 2013Q3 (período de restricciones cambiarias); la tercera valor uno en 1995Q4, 2001Q4, 2008Q3 y desde 2013Q2 en adelante y la cuarta en 2013Q3, 2013Q4 y 2014Q1. Estas variables contribuyen a que los residuos sean normales, de acuerdo con las pruebas de normalidad respectivas.

<sup>11</sup> La presencia de heterocedasticidad podría afectar la ‘eficiencia’ de los estimadores. No obstante, ello no sería muy preocupante si las variables fueran estacionarias.

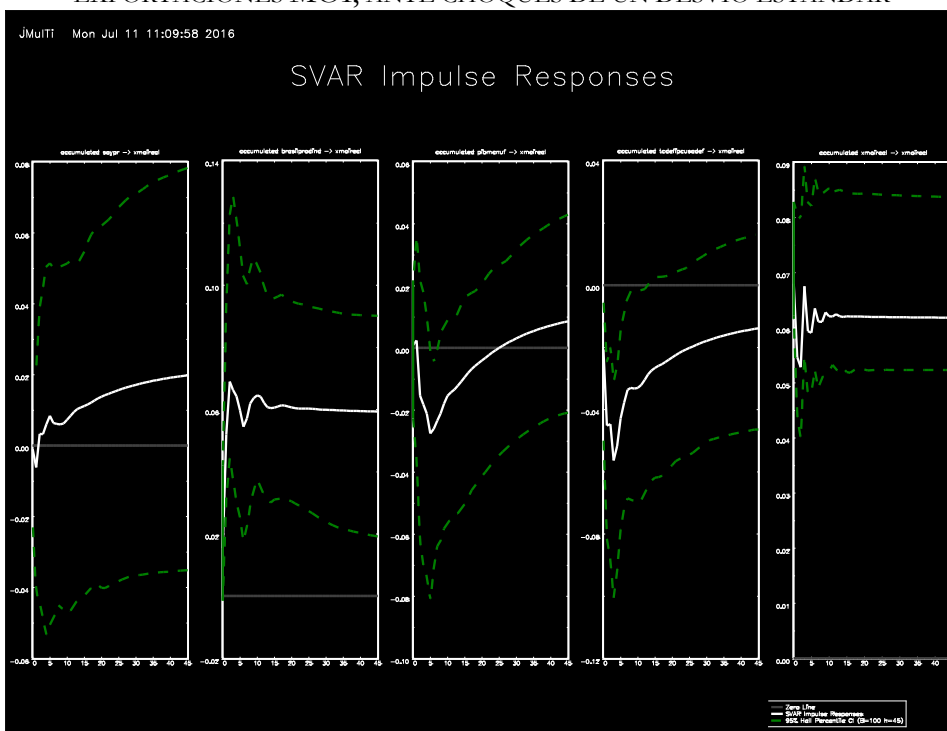
#### 4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En esta sección, se presentan los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de varianza, correspondientes al modelo de SVAR estimado.

El Gráfico 4 muestra las respuestas acumuladas de las exportaciones MOI, ante choques de un desvío estándar en las variables.

El choque en el precio internacional de la soja determina una respuesta positiva y permanente en las exportaciones MOI, lo mismo que el choque en el índice de producción industrial de Brasil, donde la respuesta acumulada resulta positiva, permanente y significativa.

GRÁFICO 4. SVAR. FUNCIONES DE RESPUESTAS ACUMULADAS DE LAS EXPORTACIONES MOI, ANTE CHOQUES DE UN DESVÍO ESTÁNDAR



*Choques de izquierda a derecha: Prsoy, Brasilind, PIBman, TCR, Xmoireal*



En contraste, el PIB manufacturero afecta positivamente a las exportaciones MOI, pero solo en el largo plazo, mientras que el choque en el tipo de cambio real (depreciación) genera una respuesta negativa, y permanente en las exportaciones no tradicionales (ambas respuestas resultan significativas).

---

Tabla 2. Modelos de SVAR. Análisis de descomposición de la varianza. Porcentajes

---

Exportaciones MOI en dólares reales

Período / choque	Prsoy	Brasilind	PIBman	TCR	Xmoireal
1	0.0	4.5	0.0	8.1	87.4
10	1.5	21.9	4.5	14.7	57.4
20	1.6	21.9	4.7	14.7	57.4
24	1.6	21.9	4.7	14.8	57.1

Fuente: elaboración propia. El análisis de varianza responde a la ‘descomposición estructural’. Prsoy: precio internacional de la soja; Brasilind: índice de producción industrial de Brasil; PIBman: PIB de la industria manufacturera; TCR: tipo de cambio real y Xmoireal: exportaciones MOI (en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de U.S.).

---

La Tabla 2 muestra los porcentajes que se obtienen del análisis de descomposición de la varianza, correspondientes a las exportaciones MOI, en dólares reales.

Se observa que el precio internacional de la soja explica alrededor del 1.6% de las exportaciones, la producción industrial de Brasil el 21.9% y el PIB manufacturero el 4.7%, después de 24 trimestres, mientras que la mayor parte de la varianza resulta explicada por el propio choque (57.1%). El tipo de cambio real ocupa el tercer lugar para explicar la volatilidad las

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

exportaciones (14.8%) en el largo plazo, después de la producción industrial de Brasil y del choque propio.

### **5. CONCLUSIONES**

En este trabajo, se analizan los principales determinantes de las exportaciones de manufacturas de origen industrial, MOI (en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de los Estados Unidos), a partir de modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo. Las estimaciones incluyen datos trimestrales de la economía argentina, que cubren el período 1993Q1-2015Q4.

En un país como la Argentina, donde la industria representa alrededor del 17% del PIB en moneda constante y las importaciones algo más del 24% (2015), la tasa de crecimiento sostenible de la economía podría depender de los efectos de la industrialización sobre el saldo neto de divisas. Por tanto, sería loable poder alcanzar un esquema de industrialización por sustitución de importaciones, que esté asociado a la expansión de las exportaciones y, en particular, de las no tradicionales.

Los modelos de SVAR estimados incluyen como variables endógenas al precio internacional de la soja, al índice de producción industrial de Brasil, al PIB real de la industria manufacturera, al tipo de cambio real respecto del dólar y a las exportaciones MOI (en millones de dólares, deflactados por los precios implícitos del GDP de U.S.).

Las funciones de impulso-respuesta muestran que las exportaciones MOI responden positivamente al choque en el precio internacional de la soja y a los choques en la producción industrial de Brasil y en el PIB manufacturero (largo plazo), siendo estas dos últimas respuestas

significativas. A su vez, el tipo de cambio real impactaría en forma negativa, permanente y significativa en este tipo de exportaciones.

Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza sugiere que la mayor parte de la volatilidad de las exportaciones MOI resulta explicada por su choque propio, seguido por el índice de producción industrial de Brasil, que representa cerca del 22% de la varianza, después de 24 trimestres.

Los resultados sugieren que la depreciación del tipo de cambio real afectaría negativamente a las exportaciones MOI, a diferencia de lo planteado por Rodrik (2008) y otros autores. El tipo de cambio real no sería tampoco la variable más importante para explicar la volatilidad de las exportaciones (representa solo el 15% en el largo plazo), ubicándose así después de la producción industrial en Brasil y del choque propio. De esta forma, el tipo de cambio no desempeñaría un rol tan destacado, como el planteado por el esquema de ‘dualismo sectorial’, en boga en los años sesenta y setenta, dado que el nivel de actividad industrial en Brasil sería un factor más relevante.<sup>12</sup>

No obstante ello, algunas medidas adicionales de política económica, como el logro de facilidades para acceder al crédito productivo, la instrumentación de reintegros y el desarrollo de mecanismos de pre-financiación, podrían resultar también muy útiles para estimular las exportaciones de manufacturas no tradicionales (MOI) y contribuir, de esta forma, a lograr un mayor superávit en la balanza comercial.

---

<sup>12</sup> Para Heymann (2013) ‘el tipo de cambio ya no cumpliría el papel de dar estímulo a la industria’, sector que podría llegar a ser clave para alcanzar el crecimiento económico en el largo plazo. Sobre el tema de exportaciones, pueden consultarse también, entre otros, los trabajos de: Catao y Falcetti (2002), Mehrara y Oskoui (2007) y Morgenroth (2000).

**REFERENCIAS**

- 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.
- Blanchard, O. y Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*. (79). 655-673.
- Bjornland, H. y Thorsrud, L. (2014). "What is the Effect of an Oil Price decrease on the Norwegian Economy?". *Norges Bank*. Oslo. Noviembre.
- Braun, O. y Joy, L. (1968). "A Model of Economic Stagnation. A Case Study of the Argentine Economy". *The Economic Journal*. (78). 868-87.
- Bruno, M. y Sachs, J. (1982). "Energy and Resource Allocation: a Dynamic Model of the Dutch Disease". *The Review of Economic Studies*. (49). 845-859.
- Canitrot, A. (1975). "La Experiencia Populista de Redistribución de Ingresos". *Desarrollo Económico*. (15). 331-351.
- Catao, L y Falcetti, E. (2002). "Determinants of Argentina's External Trade". *Journal of Applied Economics*. (V). 19-57.
- Clarida, R. y Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Fluctuations: how important are nominal shocks?". *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*. (41). 1-56.
- Corden, W. y Neary, J. (1982). "Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy". *Economic Journal*. (92). 825-848.
- Corden, W. (1984). "Booming Sector and Dutch Disease Economics: survey and Consolidation". *Oxford Economic Papers*. (36). 359-380.
- Damill, M., Frenkel, R. y Juvenal, L. (2003). "Las cuentas públicas y la crisis de la convertibilidad en Argentina". *Centro de Estudios de la Situación y Perspectivas de la Argentina*. Documento de Trabajo.
- Damill, M. y Frenkel, R. (2013). "La economía argentina bajo los Kirchner: una historia de dos lustros". *CEDES*. Buenos Aires.
- Díaz Alejandro, C. (1970). "Ensayos sobre la Historia Económica Argentina". *Amorrortu*. Buenos Aires.

- Díaz Alejandro, C. (1981). “Tipo de cambio y términos de intercambio en la Argentina, 1913-1976”. CEMA. Serie Documentos de Trabajo, n° 22.
- Diamand, M. (1972). “La Estructura Productiva Desequilibrada Argentina y el Tipo de Cambio”. *Desarrollo Económico*. (12). 1-24.
- Feldstein, M. (2002). “Argentina’s Fall. Lessons from the Latest Financial Crisis”. *Foreign Affairs*. (81). 8-14.
- Frenkel, J. y Razin, A. (1986). “Real Exchange Rates, Interest Rates and Fiscal Policies”. *Economic Studies Quarterly*. (37). 99-113.
- Heymann, D. (2013). “La inflación y la falta de estadísticas atentan contra el crédito”. (<http://www.cronista.com/economiapolitica/20130114-0031.html>).
- Kilian, L. (2011). “Structural VAR”. Universidad de Michigan. Octubre.
- Levy Yeyati, E. y Castro, L. (2012). “La industria como en los 90. Se reduce el peso en el PIB”. *Noticias*. 3 de noviembre de 2012. 44-45.
- Lo Vuolo, R. (2012). “Argentina: el retorno de la restricción externa”. CIEPP. Centro Interdisciplinario para el Estudio de Políticas Públicas. 1-4. Julio.
- Mallon, R. y Sourrouille, J. (1975). “Economic Policymaking in a Conflict Society”. Cambridge, Mass. Harvard University Press.
- Mehrara, M. y Oskoui, K. (2007). “The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oil Exporting Countries: a Comparative Study”. *Economic Modelling*. (24). 365-379.
- Morgenroth, E. (2000). “Exchange Rates and Trade: the Case of Irish Exports to Britain”. *Applied Economics*. (32). 107-110.
- Rodrik, D. (2008). “The Real Exchange Rate and Economic Growth”. *Brookings Papers on Economic Activity*. (39). 365-439.
- Sachs, J. y Wyplosz, C. (1984). “Exchange Rate Effects of Fiscal Policy”. NBER Working Paper n° 1255.
- Villanueva, J. (1964). “Problemas de industrialización con restricciones en el sector externo”. *Desarrollo Económico*. (4). 171-82.

## ■ *ECONOMÍA COYUNTURAL*

### **ANEXO I. SERIES EMPLEADAS EN LAS ESTIMACIONES**

*Precio internacional de la soja (U.S.)*. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

*Índice de producción industrial de Brasil* (datos desestacionalizados). Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI y Banco Central de Brasil.

*PIB real agro*. PIB del sector agricultura, ganadería, caza y silvicultura, en millones de pesos de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

*PIB real industria manufacturera*. PIB de la industria manufacturera, en millones de pesos de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: INDEC. Los datos trimestrales se desestacionalizan con el Census X-12.

*Tipo de cambio real*. Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense deflactado por los precios implícitos del PIB de Argentina hasta 2007Q4 y por el Índice de precios al consumidor de la Provincia de San Luis desde esa fecha en adelante. También considera la inflación en U.S., de acuerdo con el deflactor del GDP de ese país. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI, INDEC y Gobierno de la Provincia de San Luis.

*Exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI), 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. Datos desestacionalizados con el Census X-12.

*Ratio exportaciones MOI / exportaciones totales*. Exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI) respecto de las exportaciones totales. Fuente: INDEC. Datos desestacionalizados con el Census X-12.

*Ratio exportaciones MOI / importaciones de bienes intermedios*. Exportaciones de manufacturas de origen industrial (MOI) respecto de las importaciones de bienes intermedios. Fuente: INDEC.

*Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, vol.1, núm. 3. , pp. 1- 22.*