

Lanteri, Luis N.

Working Paper

Choques de precios externos y tipo de cambio real: La enfermedad holandesa ("dutch disease") en el caso argentino

Economic Research Working Papers, No. 84

Provided in Cooperation with:

Economic Research Department (ie), Central Bank of Argentina

Suggested Citation: Lanteri, Luis N. (2019) : Choques de precios externos y tipo de cambio real: La enfermedad holandesa ("dutch disease") en el caso argentino, Economic Research Working Papers, No. 84, Banco Central de la República Argentina (BCRA), Investigaciones Económicas (ie), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/202494>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo | 2019

Nº 84



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Investigaciones Económicas

Documentos de trabajo | 2019

Nº 84

Choques de precios externos y tipo de cambio real. La enfermedad holandesa ("dutch disease") en el caso argentino

Luis Lanteri
Banco Central de la República Argentina

Enero de 2019



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Documentos de trabajo, N° 84

***Choques de precios externos y tipo de cambio real.
La enfermedad holandesa ("dutch disease") en el caso argentino***

Luis Lanteri
Banco Central de la República Argentina

Enero de 2019

Enero de 2019
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.

Resumen no técnico

Pregunta de investigación

La apreciación del tipo de cambio real, a raíz del auge en los precios de las materias primas, y la posible existencia de la denominada “enfermedad holandesa” en las economías exportadoras de recursos naturales, es uno de los temas salientes de la macroeconomía para economías abiertas. En el presente trabajo, se trata de determinar la existencia de algunos de los principales efectos, de la “enfermedad holandesa” (como el bajo crecimiento de la industria manufacturera y el elevado desempleo), en el caso de la economía argentina, cubriendo un período que abarca las últimas tres décadas.

Contribución

Se consideran los efectos de los choques en los términos del intercambio, la oferta del sector agropecuario (sector en auge) y el tipo de cambio real sobre el PIB del sector manufacturero (o, alternativamente, sobre el PIB total) y las tasas de desempleo. Se emplean modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales, que cubren el período 1993-2018, a partir de la metodología de Blanchard y Quah (1989). La inclusión de tales choques (externos, de oferta y de demanda) implica establecer una estructura particular de restricciones en los modelos de SVAR a estimar.

Resultados

Los resultados de las estimaciones realizadas muestran que los choques de precios externos y los choques de oferta agropecuaria han afectado en forma positiva y permanente al producto manufacturero y negativamente a las tasas de desempleo, no encontrando evidencia sustancial sobre la existencia de la enfermedad holandesa para esta economía, durante el período considerado.

CHOQUES DE PRECIOS EXTERNOS Y TIPO DE CAMBIO REAL. LA ENFERMEDAD HOLANDESA ('DUTCH DISEASE') EN EL CASO ARGENTINO

Luis N. Lanteri

Resumen

Este trabajo analiza el impacto de los choques de precios externos en el tipo de cambio real y la existencia de la enfermedad holandesa, en el caso de la economía argentina. Se consideran los efectos de los choques en los términos del intercambio, la oferta del sector agropecuario (sector en auge) y el tipo de cambio real sobre el PIB del sector manufacturero (o, alternativamente, sobre el PIB total) y las tasas de desempleo. Se estiman modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales, que cubren el período 1993-2018. Los resultados muestran que los choques de precios externos y los de oferta agropecuaria afectan en forma positiva y permanente al producto manufacturero y negativamente a las tasas de desempleo, no encontrando evidencia sustancial sobre la existencia de la enfermedad holandesa para esta economía.

Código JEL: C32, F41

Palabras claves: choques de precios externos, tipo de cambio real, enfermedad holandesa ('Dutch disease'), modelos de SVAR, Argentina

Abstract

This paper analyzes the impact of external price shocks on the real exchange rate and the existence of the Dutch disease, in the case of the Argentine economy. We consider the effects of shocks on the terms of trade, the supply of the agricultural sector (booming sector) and the real exchange rate on the GDP of the manufacturing sector (or, alternatively, on total GDP) and unemployment rates. SVAR models, with long-term restrictions, and quarterly data, covering the 1993-2018 period, are estimated. The results show that the external price shocks and agricultural sector shocks affect positively and permanently to the manufacturing GDP and negatively to the unemployment rates, not finding substantial evidence about existence of the Dutch disease for this economy.

Key word: external price shocks, real exchange rate, Dutch disease, SVAR models, Argentina

Las opiniones del trabajo corresponden solamente al autor y son de su entera responsabilidad. Gerencia Principal de Modelos y Pronósticos Macroeconómicos. BCRA. Una primera versión se presentó en las III Jornadas de Econometría, FCE, UBA (se agradecen los comentarios recibidos en esa oportunidad).

Introducción

Hasta el anuncio de suspensión de la política de flexibilización monetaria, por parte de la Reserva Federal de los Estados Unidos (2013-2014), la mayor parte de los países exportadores de materias primas había mantenido, en la década previa, tasas de crecimiento superiores a las experimentadas por las economías desarrolladas. El auge económico, debido a la extracción de recursos naturales, o a la producción de materias primas, explicaría el desempeño alcanzado por las pequeñas economías exportadoras.

Sobre el particular, Charnavoki y Dolado (2014) destacan diversos efectos que podrían provocar los choques de precios externos en estas economías. Entre ellos mencionan:

‘External balance effect’: los balances comercial y de cuenta corriente estarían positivamente correlacionados con los términos del intercambio (razón entre los precios de exportación y de importación) y con los precios internacionales de las materias primas (en términos reales). Los incrementos de precios harían posible la acumulación de activos externos, o la reducción de deuda externa (Kilian, Rebucci y Spatafora, 2009).

‘Commodity currency effect’: el tipo de cambio real estaría correlacionado con los precios de las materias primas. Los incrementos de estos precios apreciarían al tipo de cambio real (Chen y Rogoff, 2003).

‘Spending effect’: los ingresos provenientes de las exportaciones de materias primas serían canalizados, en parte, hacia la demanda doméstica. Spatafora y Warner (1999) encuentran que los choques en los términos del intercambio impactan positivamente en los componentes de la demanda agregada: consumo, inversión y gasto del gobierno.

‘Dutch disease effect’: los aumentos en los precios de las materias primas generarían, a través de la apreciación del tipo de cambio real, pérdidas de competitividad y, de esta forma, caídas en el producto del sector manufacturero doméstico, en contraste con los sectores no transables (servicios) y los productores de materias primas, donde el producto crecería (Corden y Neary, 1982; Bruno y Sachs, 1982 y 1982b; Corden, 1984).

La denominada enfermedad holandesa (‘Dutch disease’) tuvo su origen en el descubrimiento de gas natural en el Mar del Norte, en los años sesenta, que afectó negativamente al sector manufacturero holandés, a través de la apreciación en el tipo de cambio real. Una década después, los ingresos

provenientes de la extracción de gas natural comenzaron a caer y la industria tradicional (poco competitiva) no fue capaz de compensar dicha pérdida de ingresos, lo que provocó un aumento en las tasas de desempleo en los años siguientes.

El fenómeno de la enfermedad holandesa sugiere que una economía que experimente un auge en el sector productor de materias primas (por ejemplo, en el energético) presentaría movimientos de recursos del sector transable hacia el sector productor de materias primas. Dado que este último sector emplea muy poca mano de obra, en comparación con el sector transable, el desempleo de la economía probablemente se incrementará. De todas formas, el sector no transable (servicios) también podría expandirse, a partir del crecimiento de la riqueza y del consumo agregado (privado y público).

En síntesis, la literatura relacionada con la enfermedad holandesa sugiere que el auge en el sector productor de recursos naturales, o materias primas, podría afectar el desempeño del sector transable (manufacturas). De este modo, se observarían movimientos de recursos desde los sectores transables y no transables hacia el sector productor de materias primas ('resource movement effect') y un efecto indirecto debido a la mayor demanda de bienes y servicios por parte del sector de precios en auge ('spending effect'). El tipo de cambio real se apreciaría, afectando negativamente al sector de bienes transables (se generaría un 'crowding-out' en estos últimos, debido a la pérdida de competitividad).¹

¹ Corden y Neary (1982) desarrollaron un modelo para explicar el fenómeno de la enfermedad holandesa. Estos autores suponen que existen tres sectores en la economía: el productor de materias primas (B), el sector transable (T) y el no transable (N). Los dos primeros generan bienes transables a partir de los precios internacionales, mientras que los precios del sector no transable se forman en el mercado doméstico. El auge en el sector productor de materias primas genera un incremento en la demanda de estos bienes, lo que se denomina 'resource movement effect'. El movimiento de mano de obra de T a B reduce el producto en T. A su vez, el movimiento de mano de obra de N a B disminuye la oferta de N y genera un exceso de demanda para N y un incremento en los precios de N en términos de T, provocando una apreciación real y movimientos adicionales de recursos de T a N. El aumento en los precios relativos de los bienes no transables, en términos de transables (manufacturas), equivale a una apreciación en el tipo de cambio real. También se observaría un incremento de demanda en los sectores que producen bienes y servicios para el sector en auge (efecto indirecto, 'spending effect'). El modelo predice que el sector manufacturero se contraerá mientras que el sector de precios en auge se expandirá (ver también los trabajos de 'Learning by Doing' de van Wijnbergen, 1984; Krugman, 1987; Sachs y Warner, 1995 y Torvik, 2001). De acuerdo con Ismail (2010), si la oferta de no transables no fuera perfectamente elástica, el efecto gasto ('spending effect') determinaría una apreciación en el precio de los no transables, mientras el precio de los transables permanecería fijo en una economía pequeña y abierta (se apreciaría el tipo de cambio real, o precio relativo). Cabe agregar que, en muchas economías en desarrollo, los períodos de auge se vincularon no solo con mejoras en los precios de las materias primas, sino también con aumentos en la producción y en las exportaciones, a partir de la mayor rentabilidad en estas actividades.

Sin embargo, la evidencia al respecto no es del todo concluyente. Mientras que, en algunos casos, como los de Angola y Venezuela, el auge en los precios de las materias primas (en particular los petroleros), estuvo asociado con caídas en la productividad y en los niveles de ingresos (Mehlum et al., 2006), en otros países, las mejoras en los precios externos habrían tenido efectos positivos en la economía. En este sentido, Bjornland y Thorsrud (2016) destacan que el descubrimiento de petróleo en el Mar del Norte, a fines de los años sesenta, habría sido uno de los principales factores que impulsaron el crecimiento económico de Noruega, mientras que la revolución más reciente del ‘shale oil’ en los Estados Unidos, no solo convirtió a ese país en un exportador neto de gas y petróleo, sino que no habría implicado un ‘crowding out’ en el sector manufacturero y habría beneficiado también a las industrias domésticas (Allcott y Keniston, 2018). Para Bjornland et al. (2018), el stock de conocimientos (mayor productividad) generado en la industria petrolera, en estas dos últimas economías, se habría derramado a otras industrias, afectando en forma positiva al crecimiento económico.²

En este trabajo, se investigan los efectos de los choques en los términos del intercambio, la oferta del sector agropecuario (sector en auge) y el tipo de cambio real sobre el PIB real del sector manufacturero (o, alternativamente sobre el PIB real total), así como sobre las tasas de desempleo, en la economía argentina. A tal efecto, se emplean modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales de este país, que cubren el período 1993-2018.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analizan los términos del intercambio, el tipo de cambio real y la producción industrial de algunas economías exportadoras de materias primas. En la tres, se presentan los modelos de SVAR a estimar para la economía argentina y las restricciones impuestas a los modelos y en la cuatro se describen los resultados encontrados en las estimaciones. Por último, en la sección cinco, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

² Bjornland et al. (2018) presentan un modelo donde se incorpora la dinámica de la productividad, asociada al boom en los precios de las materias primas, tanto para el efecto del gasto (‘spending effect’), como para el del movimiento de recursos (‘resource movement effect’), y no solamente al primero, como en el modelo estándar. Para dichos autores, ello podría alterar las conclusiones que surgen de la teoría de la enfermedad holandesa, ya que, al incorporar las ganancias de productividad, podría observarse un efecto positivo en el crecimiento de la economía y no solo en el sector en auge (ver también Bjornland y Zhulanova, 2018).

2. Términos del intercambio, tipo de cambio real y producción industrial, en los casos de algunas economías exportadoras de materias primas

Durante los primeros años del nuevo milenio, varias economías exportadoras experimentaron un importante incremento en la riqueza nacional, debido al auge registrado en el sector productor de recursos naturales, o materias primas.

La literatura reseña la experiencia de algunas de estas economías, donde el sector productor de recursos naturales mostró enormes oportunidades de inversión y posibilidades de crecimiento.

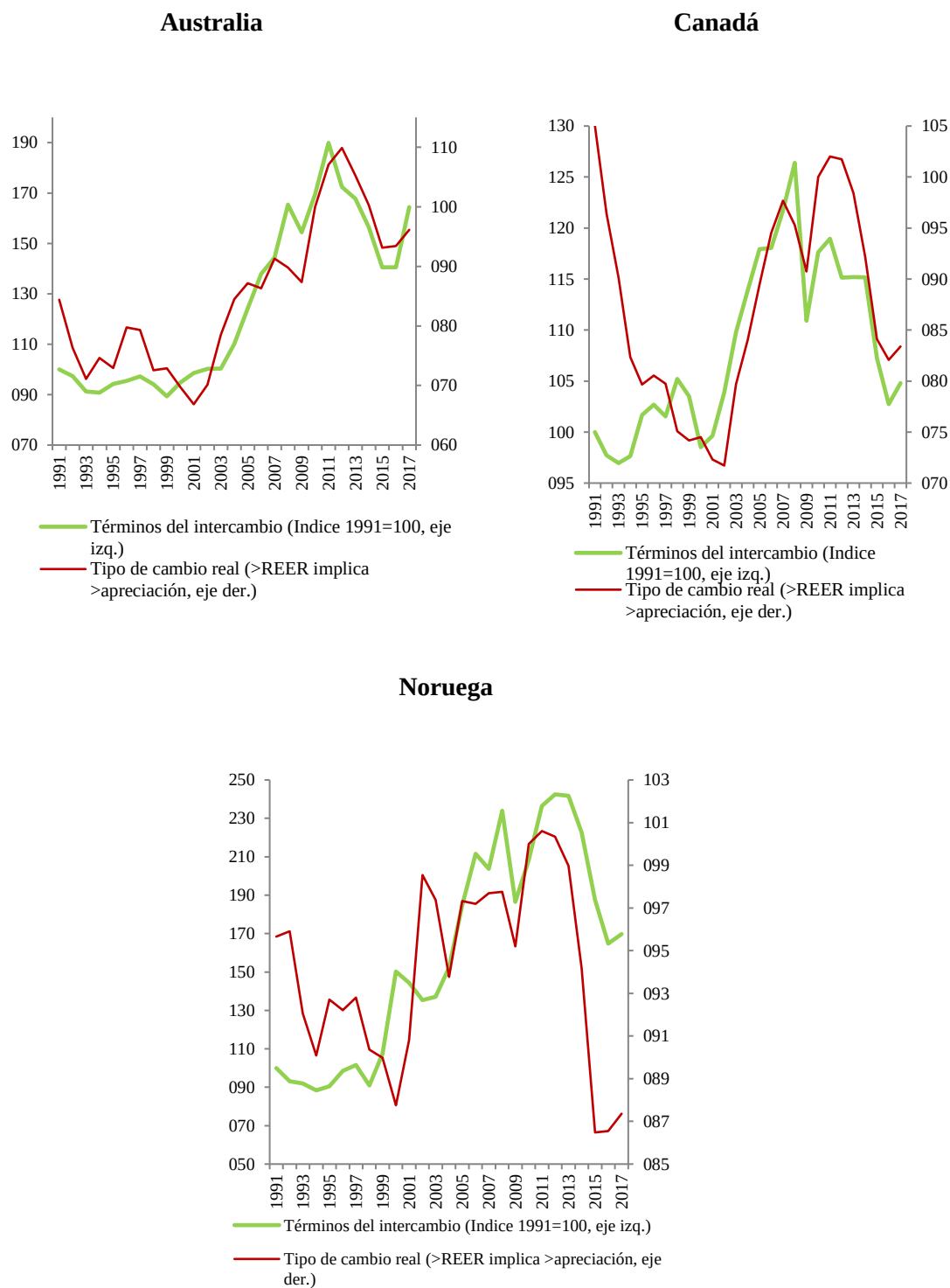
No obstante, algunas de ellas padecieron también algunos de los efectos señalados por la teoría de la enfermedad holandesa. Bjornland y Thorsrud (2014) analizan los casos de Australia (minerales) y Noruega (gas y petróleo), cuyos términos del intercambio aumentaron más del 70% entre los años 2003 y 2012. Las mejoras en los precios de las materias primas generaron un importante crecimiento en el ingreso real y en la demanda agregada, pero también cambios en los precios relativos y movimientos de recursos entre sectores. De acuerdo con estos autores, ambas economías experimentaron apreciaciones en el tipo de cambio real y pérdidas de competitividad, como consecuencia del auge operado en la producción de materias primas.

En el Gráfico 1, se muestran las series de los términos del intercambio (en índices base 1991=100) y del tipo de cambio real efectivo (REER), correspondientes a Australia, Canadá y Noruega, economías con abundancia de recursos naturales.

En estos países, las mejoras en los términos del intercambio se asocian con una mayor apreciación de la moneda y viceversa (de acuerdo con las estadísticas compiladas por el FMI, un REER más elevado indicaría una mayor apreciación), lo que resulta más evidente a partir del año 2002 (2004 para Noruega).³

³ Se emplea la simbología TCRM, para Argentina, y REER, para los otros países, dada la diferente fuente y metodología de cálculo, seguida en cada caso (REER está calculado en términos del dólar estadounidense).

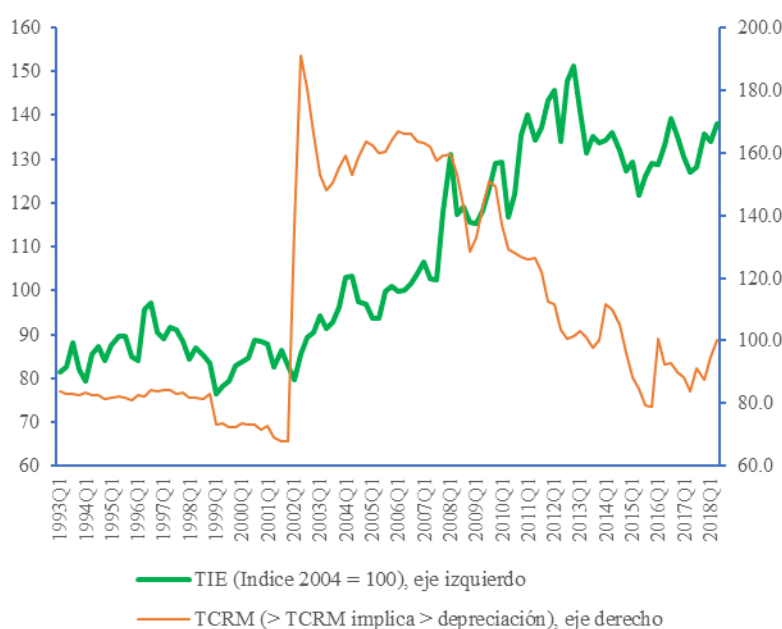
Gráfico 1. Australia, Canadá y Noruega. Términos del intercambio (índices base 1991=100) y Tipo de cambio real efectivo (REER). Datos anuales (1991-2017)



Fuente: elaboración propia a partir de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI

En el caso de Argentina, se pueden distinguir tres períodos, desde el punto de vista de la política económica, durante las últimas tres décadas. El Plan de Convertibilidad, en los años noventa, que culmina con una gran depreciación del peso a principios de 2002; los años posteriores a la caída de la convertibilidad, que estuvieron acompañados, hasta 2012, por mejoras en los precios externos y, por último, el período que comienza en diciembre de 2015, donde los términos del intercambio registran alguna recuperación, luego de la caída experimentada a partir del máximo alcanzado tres años antes (Gráfico 2). Ver, por ejemplo, Kiguel (2015).

Gráfico 2. Argentina. Términos del intercambio (índice base 2004=100) y Tipo de cambio real multilateral (TCRM). Datos trimestrales



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos), del BCRA y de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI

Se observa una asociación negativa entre el tipo de cambio real multilateral (en este caso, un tipo de cambio real más alto indicaría una mayor depreciación de la moneda) y los términos del intercambio, en particular desde la caída del régimen de convertibilidad (para 2002-2018, la correlación alcanza a -0.78). De esta forma, a partir de 2002, el tipo de cambio real se habría apreciado junto con las mejoras observadas en los términos del intercambio.

En Argentina, el sector de precios en auge corresponde a la agricultura, que se vio beneficiada, en los últimos años, por la mayor demanda de productos agrícolas, por parte de China, India y otras economías en desarrollo (ver, la evolución del sector agropecuario y de la industria manufacturera,

en el Gráfico 3, Anexo I). La mayor expansión se registró en los sectores de la producción de cereales y oleaginosas, en especial en el cultivo de soja, y, en menor medida, en la ganadería y en los cultivos regionales. En esta economía, más de la mitad de las exportaciones provienen de los productos agrícolas y de las manufacturas de ese origen (agroindustria) y, en especial, de los embarques correspondientes al grano de soja y sus derivados (aceite y subproductos).

La recuperación en los precios internacionales de las materias primas, a partir de comienzos del nuevo milenio, estuvo asociada con las mejoras en los términos del intercambio, lo que contribuyó a la apreciación de las monedas. De acuerdo con la teoría de la enfermedad holandesa, los cambios en los precios relativos podrían generar movimientos de recursos sectoriales y afectar negativamente el desempeño de los sectores transables, como la industria manufacturera (Francis, 2008 y Ismail, 2010).

La Tabla 1, muestra el PIB real, la producción industrial y las tasas de desempleo en las cuatro economías. Mientras que en Argentina y Australia la producción industrial se habría incrementado desde el año 2002 (en Argentina el crecimiento se observa hasta el 2011, luego la industria comienza a declinar, con alguna recuperación a partir de 2016Q4), en Canadá la industria mostraría un ligero incremento y en Noruega esta actividad habría descendido alrededor de un 13%, en el período 2000-2017. A su vez, las tasas de desempleo disminuyeron en Argentina, Australia y Canadá y se incrementaron, entre esos años, en Noruega.

Tabla 1. Argentina, Australia, Canadá y Noruega. PIB real (índice 2010=100), Producción Industrial (índice 2010=100) y Tasas de desempleo (%).

Año	Argentina			Australia			Canadá			Noruega		
	PIB real	Prod. Ind.	Tasas Des.	PIB real	Prod. Ind.	Tasas Des.	PIB real	Prod. Ind.	Tasas Des.	PIB real	Prod. Ind.	Tasas Des.
1991	s.d	s.d	6.5	52.4	71.9	9.3	61.5	s.d	10.4	57.1	86.3	5.5
1995	63.0	68.7	17.5	60.4	78.6	8.2	68.4	86.8	9.5	71.7	107.1	4.9
2000	71.6	72.0	15.1	74.0	93.2	6.3	83.2	110.4	6.8	85.7	117.9	3.2
2005	78.8	80.0	11.6	87.3	97.5	5.0	94.5	111.7	6.8	95.5	113.5	4.5
2010	100.0	100.0	7.8	100.0	100.0	5.2	100.0	100.0	8.1	100.0	100.0	3.6
2017	108.7	99.2	8.4	117.2	99.6	5.7	113.0	112.8	6.3	109.6	102.5	4.2

Fuente: elaboración propia con datos de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI e INDEC (Argentina). PIB real y Producción industrial: representan índices base 2010=100. Argentina: la producción industrial corresponde al PIB de la Industria Manufacturera, a precios de 2004; las tasas de desempleo no incluyen el subempleo y los datos son del INDEC. Para las tres variables los últimos datos disponibles son de 2017, salvo para el PIB real, en los casos de Australia, Canadá y Noruega, que corresponden al año 2016.

En síntesis, la evidencia empírica respecto de los efectos sugeridos por la teoría de la enfermedad holandesa, no sería del todo concluyente, para algunas de las economías exportadoras de recursos naturales (o materias primas), dado que, si bien en su mayoría experimentaron apreciaciones en sus monedas, debido a la recuperación en los términos del intercambio, en algunas de ellas la producción industrial se incrementó, mientras que las tasas de desempleo descendieron, o solo experimentaron un pequeño incremento.

En el caso de Argentina, la participación *promedio* del sector agricultura, ganadería, caza y silvicultura pasó del 5.2% del PIB real, en 1993-2001, al 7.3% en 2004-2015 y al 7.1% en 2016-2017, mientras que la de la industria manufacturera alcanzó al 17%, al 18.4% y al 16.8% en los mismos períodos (la estimación se realizó con datos anuales y con las bases de las Cuentas Nacionales correspondientes a los precios de los años 1993, 2004 y 2004, respectivamente, *sin empalmar*). De esta forma, en los últimos dos años, la participación del agro se habría mantenido relativamente estable, en tanto que la de la industria se habría reducido en algo menos de dos puntos porcentuales, en promedio respecto del período anterior, aunque desde fines de 2016 se registra alguna recuperación en el sector industrial, luego de la caída observada entre 2011Q3 y 2016Q3 (datos desestacionalizados).

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).

El principal propósito de la estimación de los modelos de VAR estructural 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 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 y_t con el siguiente orden: términos del intercambio (TIE), PIB real del sector agropecuario (PIBag), PIB real de la industria manufacturera (PIBman), tasas de desempleo equivalente (DES) y Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM), mientras que el símbolo Δ indica las primeras diferencias del logaritmo natural y el sufijo det

(‘detrended’) implica que se le ha quitado el componente permanente a la serie, en este caso, a partir de la descomposición de Beveridge-Nelson (ver descripción de las series en el Anexo II).⁴

$$\Delta y_t = [\Delta TIE, \Delta PIBag, \Delta PIBman, \Delta DES, TCRMdet] \quad (1)$$

Este vector tiene una representación estructural promedio móvil dada por:

$$\Delta y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (2)$$

donde L es el operador de retrasos y ε_{it} representa el vector de choques estructurales no observables.

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

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

En este caso, se tratan de recuperar los choques no observables a partir de la estimación de los modelos de VAR. Siguiendo los trabajos de Blanchard y Quah (1989) y Clarida y Gali (1994), se recurre a los fundamentos de la teoría económica para establecer las restricciones sobre los coeficientes de la matriz del VAR.

De acuerdo con el ordenamiento de las variables, primero se ubica el choque externo (TIE), después los choques de oferta (PIB real) y posteriormente las tasas de desempleo (incluyen el subempleo) y el TCRM (choque de demanda).⁵

Para identificar el sistema resulta necesario imponer diez restricciones adicionales en el largo plazo ($k(k-1)/2$, con $k=5$).

⁴ El filtro de Beveridge Nelson es ‘one sided’, a diferencia del filtro HP y los filtros de frecuencia, que serían ‘two sided’. Para la descomposición de BN se utilizaron los parámetros de ‘default’ (AR(2)).

⁵ Algunos autores sugieren que el TCR podría estar influido por factores de demanda, entre ellos: Sachs y Wyplosz (1984), Frenkel y Razin (1986) y Clarida y Gali (1994). Ver también, entre otros, los trabajos de: Bjornland (1998); Matsen y Torvik (2005); Lippi y Nobili (2012); Bjornland y Thorsrud (2014b); Gruss (2014); Schmitt-Grohé y Uribe (2015); Adler y Magud (2015) y Aastveit et al. (2015).

Las cuatro primeras restricciones de identificación consideran que los términos del intercambio son estrictamente exógenos. Ello implica que, bajo el supuesto de una economía pequeña y abierta, los valores corrientes y retrasados del PIB real (agropecuario y de la industria manufacturera, respectivamente), de las tasas de desempleo y del tipo de cambio real, no se incluirían en la ecuación de los términos del intercambio, por lo que los coeficientes $C_{12}(L) = C_{13}(L) = C_{14}(L) = C_{15}(L) = 0$.

Asimismo, las tasas de desempleo y el TCRM no afectarían al producto (PIB) en el largo plazo. Estas restricciones implican que el producto se vería afectado solamente por los choques externos y los de oferta, mientras que las tasas de desempleo y el TCRM tendrían solo efectos transitorios en el producto.

El modelo supone también que el PIB real de la industria no afectaría al del agro en forma permanente, dado que los insumos y bienes de capital de origen industrial podrían eventualmente importarse.⁶

De esta forma, las demás restricciones a imponer al VAR serían: $C_{23}(L) = C_{24}(L) = C_{25}(L) = 0$; $C_{34}(L) = C_{35}(L) = 0$ y $C_{45}(L) = 0$, respectivamente.⁷ La matriz de restricciones (4) sería:

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

Se estima, a su vez, un *segundo modelo*, donde se reemplaza al PIB de la industria manufacturera por el PIB total (se supone que el PIB total no afecta al PIB del agro, en el largo plazo). En este caso, las tasas de desempleo, a las que se les ha quitado el componente permanente, a partir del

⁶ Se asume, a su vez, que la productividad es exógena al modelo.

⁷ En este caso, $A(L)y_t = u_t$ es la forma reducida del VAR ($A(L)$ es una matriz identidad) y $C(L)y_t = \varepsilon_t$ indica el VAR estructural. 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, para encontrar el vector de choques estructurales ε_t ($u_t = C'\varepsilon_t$). La matriz de varianza-covarianza del error estructural $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \equiv \Sigma_\varepsilon = I_K$ es diagonal (ver la metodología de Blanchard y Quah en el Anexo III).

filtro de Beveridge Nelson, ocupan el último lugar en el modelo. El vector $\Delta y_t = [\Delta TIE, \Delta PIB_{ag}, \Delta PIB, \Delta TCRM, DES_{det}]$, podría asimilarse a un modelo de producto-desempleo.

De acuerdo con la metodología de Blanchard y Quah (1989), se imponen solamente restricciones de largo plazo y, por tanto, los términos del intercambio, por ejemplo, no serían exógenos, para las restantes variables, en el corto plazo (todas las variables podrían interactuar entre sí en ese lapso).

Los modelos de SVAR permiten computar las funciones de impulso-respuesta y estimar las ‘respuestas acumuladas’ del PIB real manufacturero y de las tasas de desempleo (PIB real, en el modelo dos), ante diferentes choques estructurales. A su vez, el análisis de descomposición de la varianza establece la importancia cuantitativa de los diversos choques, una vez transcurridos varios períodos.

Previamente, se realizan las pruebas de existencia de raíz unitaria, a 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, cinco rezagos en niveles y variables en logaritmos (natural), salvo para las tasas de desempleo (ver Tabla 1, Anexo IV).

De acuerdo con el test ADF, no resulta posible rechazar la hipótesis nula de *existencia de raíz unitaria* (al 5%), en todos los casos. Pruebas adicionales realizadas con el test Phillips-Perron confirmarían estos resultados, con excepción del PIB agricultura, donde se rechaza la hipótesis nula. No obstante, en este último caso, el test Dickey-Fuller DGS tampoco permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria (al 5%), por lo que se optó por estimar los modelos de SVAR con las series en primeras diferencias (excepto para la variable a la que se le quitó el componente permanente, en cada uno de los modelos).

Las estimaciones se realizaron con datos trimestrales de Argentina, para el período 1993Q1-2018Q2, con cuatro rezagos en diferencias en las variables (la periodicidad más uno). Los posibles cambios estructurales se controlan a través de variables binarias, como, por ejemplo, en 2002Q1 para el tipo de cambio real.⁸

⁸ El número de rezagos considerado permite que los residuos no presenten autocorrelación y que las estimaciones sean parsimoniosas. Los modelos de SVAR consideran, además de las variables mencionadas, variables binarias: Modelo uno: la primera binaria toma valor uno en 2001Q4 y 2002Q1 (crisis de la convertibilidad) y cero en los restantes períodos; la segunda considera valor uno en 2018Q2 (caída en la producción agrícola); la tercera en 2012Q2 y cero en los restantes trimestres; y la cuarta binaria valor uno en 1995Q4 (crisis tequila), 1998Q4 (recesión), 2001Q4, 2002Q1, 2008Q4 y 2011Q4 (cepo cambiario) y cero en

En ambos modelos, no es posible rechazar las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial, ausencia de heterocedasticidad y normalidad de los residuos. A su vez, las raíces inversas del polinomio AR característico se ubican, en ambos casos, dentro del círculo unitario y presentan módulos inferiores a la unidad, sugiriendo que los modelos serían estables (Tabla 2, Anexo IV).⁹

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 SVAR estimados.

El Gráfico 4 muestra las ‘respuestas acumuladas’ del PIB de la industria manufacturera y de las tasas de desempleo (*modelo uno*), ante diferentes choques estructurales en las variables, mientras que en el Gráfico 5 se pueden observar las ‘respuestas acumuladas’ del PIB total (*modelo dos*).

En el *modelo uno*, el PIB manufacturero responde en forma positiva y permanente ante los choques externos (términos del intercambio) y de oferta (PIB agropecuario).¹⁰

Por su parte, los choques en el tipo de cambio real multilateral (mayor depreciación real de la moneda doméstica) impactan negativamente en el PIB manufacturero, durante los primeros períodos (una apreciación en el tipo de cambio real lo afectaría en forma positiva), mientras los choques en las tasas de desempleo generan un impacto positivo y transitorio en el producto, respuesta que luego se torna negativa y tiende al estado estacionario.

Los resultados encontrados no se ajustarían plenamente a lo planteado por la teoría de la enfermedad holandesa, por lo menos, durante los primeros períodos de iniciado el choque. El sector manufacturero no se contrae ante una mejora en los términos del intercambio, ni tampoco experimenta una caída permanente, debido a una apreciación en el tipo de cambio real, como postula la teoría.

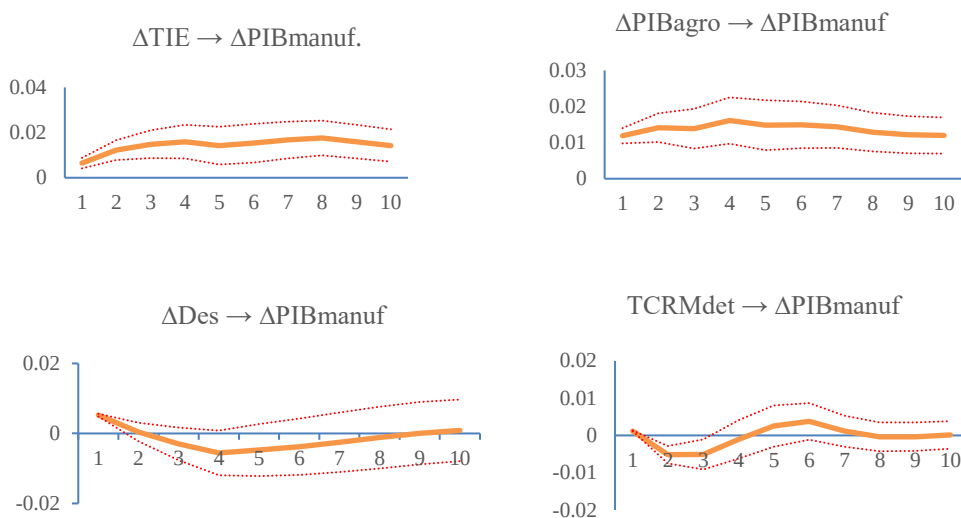
los demás trimestres. Modelo dos: incluye las dos primeras binarias del modelo uno; una tercera binaria que toma valor uno en 2002Q1, 2008Q4 y 2011Q3 y una cuarta que toma valor uno en 2009Q2 y cero en los restantes trimestres. El método de estimación es ‘Maximum Likelihood’ y ambos modelos logran la convergencia después de algunas iteraciones.

⁹ La estimación de modelos de cointegración, para las variables en niveles y en logaritmos, no arroja resultados muy satisfactorios. En la ecuación de cointegración (incluye una constante y una tendencia determinística), correspondiente al PIB manufacturero, el coeficiente alfa (la velocidad de ajuste) no es significativo y presenta signo positivo, en lugar de negativo como podría esperarse a priori, en tanto que los residuos de estos modelos no serían normales.

¹⁰ Para Bjornland (1998), un choque positivo en la oferta del sector en auge podría beneficiar a la industria, debido a la mayor demanda que se generaría para estos productos, o a raíz de los subsidios que recibiría el sector manufacturero, financiados con los ingresos del sector en auge.

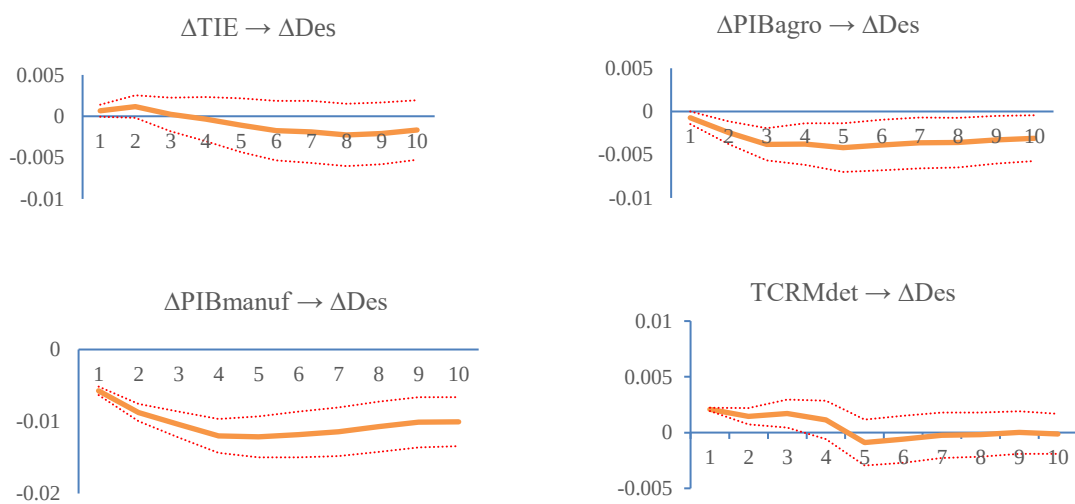
Gráfico 4. SVAR. Modelo uno. Funciones de respuestas acumuladas del PIB manufacturero y de las tasas de desempleo, ante diversos choques estructurales (se excluye el choque propio)

Modelo uno. Respuestas acumuladas del PIB manufacturero



/

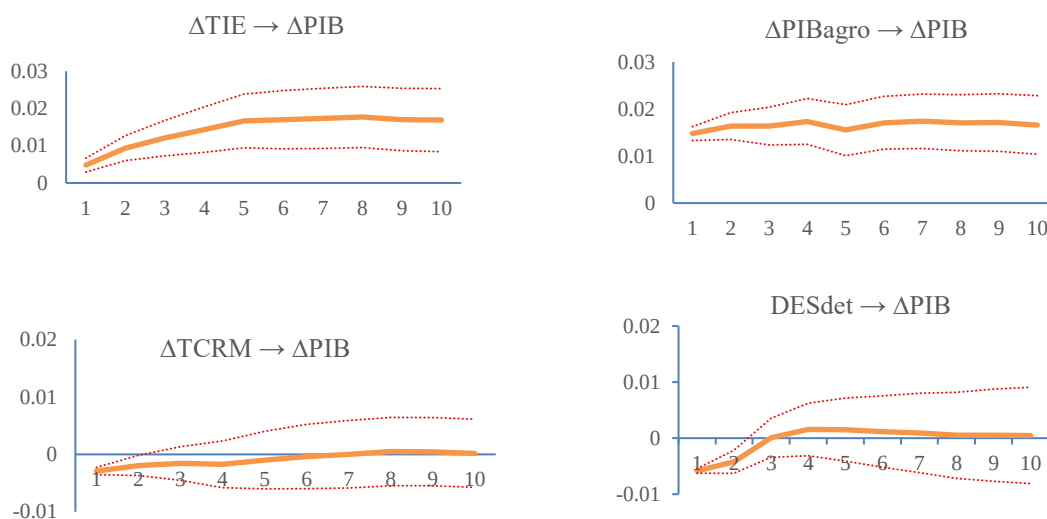
Modelo uno. Respuestas acumuladas de las tasas de desempleo



Los choques positivos en los términos del intercambio y en el PIB (del agro y de la industria manufacturera) reducen las tasas de desempleo en el largo plazo, mientras que un choque positivo en el tipo de cambio real (mayor depreciación) determina un aumento del desempleo durante los primeros periodos de iniciado el choque.

Debe notarse que los choques de oferta, correspondientes al PIB manufacturero, generan una disminución más pronunciada en las tasas de desempleo, que los choques correspondientes al PIB agropecuario, tal como podría esperarse a priori, dada la mayor demanda de trabajo que se registra en la economía, por parte de la industria manufacturera.

Gráfico 5. SVAR. Modelo dos. Funciones de respuestas acumuladas del PIB total, ante diversos choques estructurales (se excluye el choque propio)



Fuente funciones de respuesta: estimaciones propias

Las respuestas del PIB total son similares a las del PIB de la industria manufacturera. Los choques en los términos del intercambio y en la oferta del sector en auge (el agropecuario) lo afectan en forma positiva y permanente, mientras que el choque en el tipo de cambio real (mayor depreciación real de la moneda) muestra un impacto inicial negativo en el producto, que tiende al estado estacionario en el largo plazo.

Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza indica que los choques en el PIB agropecuario explican la mayor parte de la volatilidad del PIB manufacturero (17.3%), con excepción del choque propio, en el modelo uno, así como del PIB total (43.3%), en el modelo dos, después de 24 trimestres, (Tabla 3).

Tabla 3. Modelos de SVAR. Análisis de descomposición de la varianza

PIB industria manufacturera (Modelo uno)					
Período/choque	TIE	PIB agro	PIB industria	DES	TCRMdet
1	7.7	25.9	61.1	5.0	0.3
24	10.6	17.3	54.7	8.4	9.1
Tasas de desempleo (Modelo uno)					
Período/choque	TIE	PIB agro	PIB industria	DES	TCRMdet
1	0.9	1.0	63.6	26.2	8.4
24	3.4	6.1	51.0	29.4	10.0
PIB total (Modelo dos)					
Período/choque	TIE	PIB agro	PIB total	TCRM	DESdet
1	6.7	63.2	17.8	2.4	9.9
24	11.9	43.3	31.8	2.1	10.9
Tasas de desempleo (Modelo dos)					
Período/choque	TIE	PIB agro	PIB total	TCRM	DESdet
1	0.6	12.1	55.5	0.2	31.7
24	8.5	15.9	42.9	2.3	30.5

Fuente: elaboración propia. SVAR. Modelos uno y dos, respectivamente. DESdet: tasas de desempleo sin el componente permanente, TCRMdet: tipo de cambio real multilateral sin el componente permanente.

A su vez, la varianza de las tasas de desempleo depende principalmente de los choques en el PIB manufacturero (51.0%, en el modelo uno) y, en menor medida, de los restantes choques (incluyendo al propio).

Estos últimos resultados parecen bastante plausibles, dado que, en esta economía, el empleo se generaría básicamente en la industria manufacturera, la construcción y los servicios (incluyendo el sector público).

5. Conclusiones

Este trabajo analiza la existencia de la denominada ‘enfermedad holandesa’ (‘Dutch disease’), en el caso de la economía argentina.

Los síntomas más importantes de la enfermedad holandesa serían la apreciación del tipo de cambio real, el bajo crecimiento de la industria manufacturera, el rápido crecimiento del sector en auge, y de otros sectores como los servicios, y el elevado desempleo (Oomes y Kalcheva, 2007).¹¹

En particular, se investigan, en el trabajo, los efectos de los choques en los términos del intercambio, en la oferta del sector agropecuario (sector en auge) y en el tipo de cambio real multilateral, sobre el PIB del sector manufacturero (o, alternativamente, del PIB total) y las tasas de desempleo. A tal efecto, se estiman modelos de SVAR, a partir de la metodología de Blanchard y Quah (1989), considerando choques estructurales de precios externos, de oferta, demanda y desempleo. Las estimaciones cubren las últimas tres décadas, con datos de periodicidad trimestral.

Los resultados encontrados no arrojan evidencia sustancial que avale la existencia de la enfermedad holandesa, para la economía argentina. El PIB de la industria manufacturera responde positivamente ante los choques en los términos del intercambio y en la oferta agropecuaria (sector en auge), mientras que una mayor depreciación en el tipo de cambio real lo afectaría negativamente, durante los primeros períodos de iniciado el choque. De esta forma, el producto manufacturero se expande ante los choques positivos en los precios externos y en la oferta del sector agropecuario, lo mismo que ante una apreciación en el tipo de cambio real.¹² Estas respuestas se mantienen, en líneas generales, en el caso del PIB total (los choques en los términos del intercambio y en la oferta del sector agropecuario lo afectan en forma positiva y permanente).

Los efectos de la enfermedad holandesa tampoco se observan plenamente para las tasas de desempleo. El desempleo se reduce, en el largo plazo, ante los choques en los términos del

¹¹ Para Frankel (2011), la enfermedad holandesa podría ser vista como un ejemplo de políticas procíclicas, donde aumenta el gasto por parte del gobierno y se aprecia el tipo de cambio real. Por su parte, Frenkel y Rapetti (2011) sugieren que la historia de América Latina muestra que los casos más exitosos en materia de crecimiento sostenido habrían estado asociados con tipos de cambio reales competitivos y estables, que estimulen la producción industrial y las exportaciones no tradicionales.

¹² Cabe agregar que el sector manufacturero muestra una tendencia declinante desde el año 2011 y hasta el 2016 y, a partir de allí, alguna recuperación, pero sin alcanzar el máximo observado en el primero de esos años.

intercambio y en el PIB real (oferta de la agricultura y la industria) y se incrementa inicialmente ante una depreciación en el tipo de cambio real (una apreciación en el tipo de cambio real reduciría el desempleo, durante los primeros períodos de iniciado el choque, aunque lo incrementaría en el largo plazo, en el caso del modelo uno). A su vez, los choques en el PIB manufacturero generan una mayor disminución en las tasas de desempleo, que los correspondientes al producto agropecuario.

El análisis de descomposición de la varianza indica que el choque en la oferta del sector manufacturero explica la mayor parte de la volatilidad en las tasas de desempleo, incluso en un porcentaje mayor, que el propio y los restantes choques.

El menor efecto negativo, causado por la enfermedad holandesa en esta economía, en el producto manufacturero y en las tasas de desempleo, podría obedecer, entre otras razones, a la estructura de protección y de subsidios, que han existido (por lo menos hasta 2015) en la industria manufacturera, así como por la aplicación de impuestos a las exportaciones sobre las materias primas y productos primarios.¹³

No obstante, los resultados encontrados, la economía argentina podría ser, en el futuro, vulnerable, ante eventuales caídas en los precios externos de las materias primas (véase, De Gregorio, 2015).

La ocurrencia de aumentos en las tasas de interés en los Estados Unidos, una menor liquidez y el fortalecimiento del dólar en los mercados internacionales, así como una menor demanda de materias primas, por parte de China, India y otros países importadores, podría impactar negativamente en los términos del intercambio y, de esta forma, en el producto doméstico y en las tasas de desempleo.

¹³ Para Bresser-Pereira (2008), el hecho de que la apreciación en el tipo de cambio real no afecte negativamente al producto manufacturero (ni al empleo) podría deberse a la protección arancelaria y a la existencia de restricciones cuantitativas a las importaciones, al mantenimiento de subsidios a la actividad industrial, a la aplicación de derechos de exportación y al incremento del gasto público que podría ayudar a mantener el empleo en la economía.

Referencias

Aastveit, K., Bjornland, 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.

Allcott, H. y Keniston, D. (2018). “Dutch Disease or Agglomeration?. The Local Economic Effects of Natural Resource Booms in Modern America”. *Review of Economic Studies* (Forthcoming).

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

Bjornland, H. (1998). “The Economic Effects of North Sea Oil on the Manufacturing Sector”. *Scottish Journal of Political Economy*. (45). 553-585.

Bjornland, H. y Thorsrud, L. (2014). “Boom of Gloom?. Examining the Dutch Disease in Two-speed Economies”. Norges Bank. Oslo. Agosto.

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

Bjornland, H. y Thorsrud, L. (2016). “Boom or gloom?. Examining the Dutch disease in two-speed economies”. *The Economic Journal*. (126). 2219–2256.

Bjornland, H, Thorsrud, L y Torvik, R. (2018). “Dutch Disease Dynamics Reconsidered”. CAMP Working Paper Series N° 4.

Bjornland, H. y Zhulanova, J. (2018). “The Shale Oil Boom and the U.S. Economy: spillovers and Time-Varying Effects”. CAMP Working Paper Series N°8/2018.

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

Bresser-Pereira, L. (2008). “The Dutch Disease and its Neutralization: a Ricardian Approach”. *Brazilian Journal of Political Economy*. (28). 47-71.

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.

Bruno, M. y Sachs, J. (1982b). "Input price shocks and the slowdown in economic growth: the case of UK manufacturing". *The Review of Economic Studies*. (49). 679-705.

Charnavoki, V. y Dolado, J. (2014). "The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: lessons from Canada". *American Economic Journal: Macroeconomics*. (6). 207-237.

Chen, Yu-chin y Rogoff, K. (2003). "Commodity Currencies". *Journal of International Economics*. (60). 133-160.

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.

De Gregorio, J. (2015). "From Rapid Recovery to Slowdown: why Recent Economic Growth in Latin America has been Slow". Peterson Institute for International Economics. Washington, DC.

Enders W. (2004). "Applied Econometric Time Series", Wiley, Nueva York, Estados Unidos.

Francis, M. (2008). "Adjusting to the Commodity Price Boom: the Experiences of Four Industrialized Countries". *Bank of Canada Review*. 29-41. (Otoño).

Frankel, J. (2011). "How can Commodity Exporters make Fiscal and Monetary Policy less Procyclical?". *Faculty Research Working Paper Series*. RWP11-015. Harvard Kennedy School. Cambridge. MA.

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

Frenkel, R. y Rapetti, M. (2011). “Fragilidad externa o desindustrialización. ¿Cuál es la principal amenaza para América Latina en la próxima década?”. CEPAL. Serie Macroeconomía del Desarrollo.

Gruss, B. (2014). “After the Boom. Commodity Prices and Economic Growth in Latin America and the Caribbean”. IMF Working Paper 14/154. International Monetary Fund. Washington, DC.

Ismail, K. (2010). “The Structural Manifestation of the ‘Dutch Disease’: the Case of Oil Exporting Countries”. IMF Working Paper 10/103. International Monetary Fund. Washington, DC.

Kiguel, M. (2015). “Las crisis económicas argentinas. Una historia de ajustes y desajustes”. Editorial Sudamericana. Buenos Aires.

Kilian, L., Rebucci, A. y Spatafora, N. (2009). “Oil Shocks and External Balances”. Journal of International Economics. (77). 181-194.

Kilian, L. (2011). “Structural VAR”. Universidad de Michigan. Octubre.

Krugman, P. (1987). “The narrow moving band, the Dutch disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher: Notes on trade in the presence of dynamic scale economies”. Journal of Development Economics. (27)., 41–55.

Lippi, F y Nobili, A. (2012). “Oil and the Macroeconomy: a Quantitative Structural Analysis”. Journal of the European Economic Association. (10). 1059-1083.

Martin, V., Hurn, S. y Harris, D. (2013). “Econometric Modelling with Time Series”. New York. Cambridge University Press.

Matsen, E. y Torvik, R. (2005). “Optimal Dutch disease”. Journal of Development Economics. (78). 494 – 515.

Mehlum, H., Moene, K. y Torvik, R. (2006). “Institutions and the Resource Curse”. The Economic Journal. (116). 1–20.

Oomes, N. y Kalcheva, K. (2007). “Diagnosing Dutch Disease: does Russia have the Symptoms?”. IMF Working Paper 07/102. International Monetary Fund. Washington, DC.

Sachs, J. y Wyplosz, C. (1984). “Exchange Rate Effects of Fiscal Policy”. NBER Working Paper N° 1255. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.

Sachs, J. y Warner, A. (1995). “Natural resource abundance and economic growth”. NBER Working Paper N° 5398. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.

Schmitt-Grohé, S. y Uribe, M. (2015). “How Important are Terms of Trade Shocks?”. NBER Working Paper N° 21253. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.

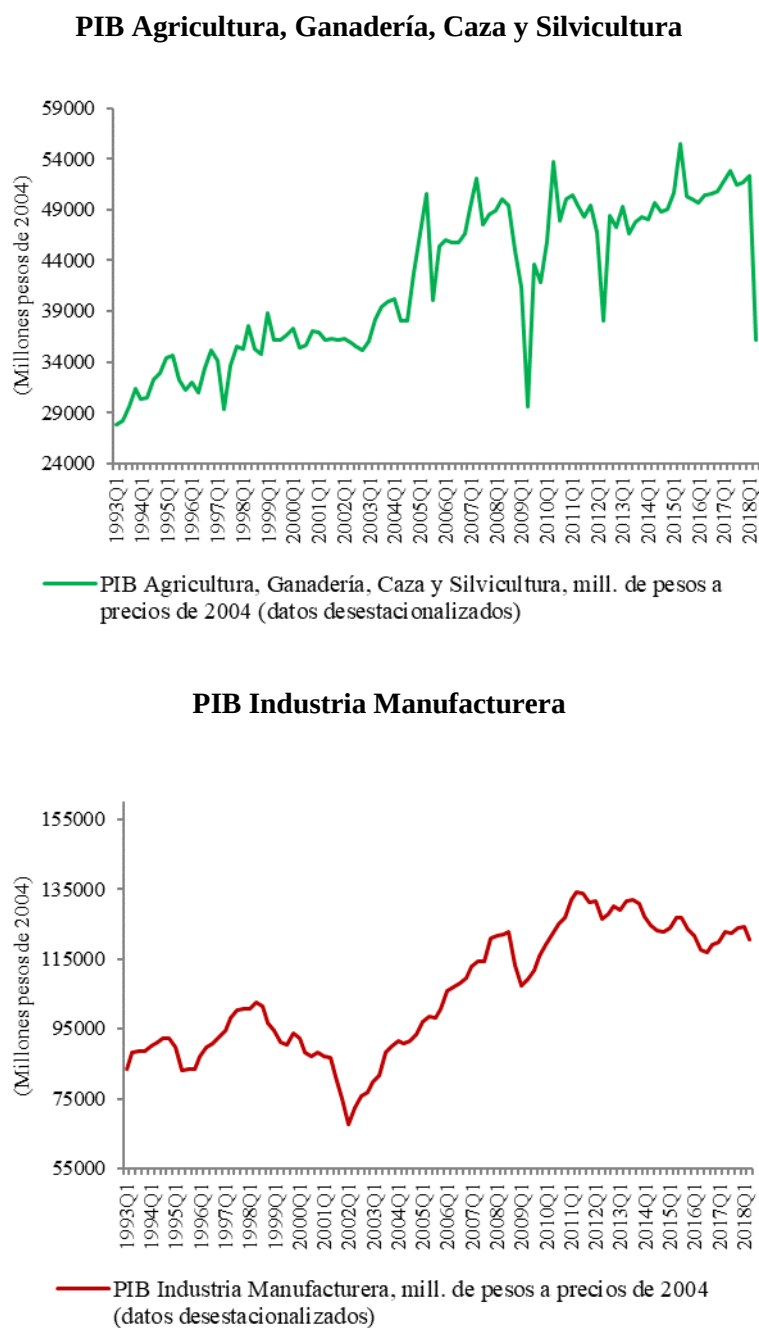
Spatafora, N. y Warner, A. (1999). “Macroeconomic and Sectoral Effects of Terms of Trade Shocks. The Experience of the Oil Exporting Developing Countries”. IMF Working Papers 99/134. International Monetary Fund. Washington, DC.

Torvik, R. (2001). “Learning by doing and the Dutch disease”. European Economic Review. (45). 285–306.

van Wijnbergen, S. (1984). “The ‘Dutch Disease’: a disease after all?”. The Economic Journal. (94). 41–55.

ANEXO I

Gráfico 3. Evolución del PIB Agricultura, Ganadería, Caza y Silvicultura y del PIB Industria Manufacturera, en millones de pesos a precios de 2004 (datos desestacionalizados)



Fuente: elaborado con datos del INDEC

ANEXO II. Series empleadas en las estimaciones

TIE. Términos del intercambio. Razón entre los precios externos de exportación y de importación (índice base 2004=100). Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos-INDEC (Argentina) y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (restantes economías).

PIBag. PIB del sector agricultura, ganadería, caza y silvicultura, a precios de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Censu-X12.

PIBman. PIB de la industria manufacturera, a precios de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Censu-X12.

PIB. PIB total, a precios de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Censu-X12.

TCR. Tipo de cambio real respecto del dólar estadounidense. Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense deflactado por los precios implícitos del PIB de Argentina. También considera la inflación en U.S., de acuerdo con el deflactor del PIB de ese país. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI e INDEC.

TCRM. Tipo de cambio real multilateral. La serie estimada por el BCRA está disponible desde 1997Q1 en adelante. Los años anteriores se empalman con la serie del TCR respecto del dólar estadounidense. Fuente: BCRA (TCRM), FMI e INDEC.

Des. Tasas de desempleo equivalente. Representan las tasas de desocupación más el 52% de las tasas de subocupación (subocupados serían las personas que trabajan menos de 35 horas semanales y quisieran trabajar más). Tasas en tanto por uno. Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Censu-X12.

ANEXO III. El modelo de VAR con restricciones de largo plazo (Blanchard y Quah, 1989).¹⁴

Blanchard y Quah (1989) proponen un método de identificación alternativo, a los modelos de corto plazo de Amisano y Giannini (1997), basado en restricciones de largo plazo para las funciones de impulso respuesta.

El modelo de VAR en la forma reducida puede indicarse como:

$$A(L) y_t = u_t$$

y su representación promedio móvil:

$$y_t = A(L)^{-1} u_t = \Phi(L) u_t$$

El modelo de VAR estructural y su representación promedio móvil serían:

$$B(L) y_t = \varepsilon_t$$

$$y_t = B(L)^{-1} \varepsilon_t = \Theta(L) \varepsilon_t$$

Por definición:

$$u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$$

$$\Sigma_u = B_0^{-1} B_0^{-1'}$$

Se impone $\Sigma_\varepsilon = I_k$. A su vez:

$$A(L) = B_0^{-1} B(L)$$

$$B_0^{-1} = A(L) B(L)^{-1}$$

Así, para $L = 1$

$$B_0^{-1} = A(1) B(1)^{-1}$$

por tanto:

$$\Sigma_u = B_0^{-1} B_0^{-1'}$$

$$= [A(1) B(1)^{-1}] [A(1) B(1)^{-1}]'$$

$$= [A(1) B(1)^{-1}] [B(1)^{-1}]' A(1)'$$

Pre multiplicando por $A(1)^{-1}$ y post-multiplicando, ambos lados, por $(A(1)^{-1})' = [A(1)']^{-1}$ se tiene:

$$A(1)^{-1} \Sigma_u (A(1)^{-1})' = A(1)^{-1} A(1) B(1)^{-1} [B(1)^{-1}]' A(1)' [A(1)']^{-1}$$

$$A(1)^{-1} \Sigma_u (A(1)^{-1})' = [B(1)^{-1}] [B(1)^{-1}]'$$

$$\Phi(1) \Sigma_u \Phi(1)' = \Theta(1) \Theta(1)'$$

¹⁴ Esta sección sigue básicamente al trabajo de Kilian (2011).

$$\text{vec} (\Phi(1) \Sigma_u \Phi(1)') = \text{vec} (\Theta(1) \Theta(1)')$$

Se necesitarían $K(K-1)/2$ restricciones sobre $\Theta(1)$ para satisfacer las condiciones para una exacta identificación, donde, en este caso, $\Theta(1) = B(1)^{-1}$ representa la suma de los coeficientes estructurales de impulso-respuesta.

ANEXO IV. Pruebas de raíz unitaria y test para los residuos de los modelos de SVAR estimados (1993Q1-2018Q2)

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria. Test ADF y Phillips-Perron

Variable	Significatividad de la constante	Test ADF			Test de Phillips-Perron			
		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.
TIE	no	no	-2.59	-1.94	1.66	-2.59	-1.94	1.77
PIBag	sí	sí	-4.06	-3.46	-2.53	-4.06	-3.46	-4.87
PIBman	sí	no	-3.50	-2.89	-1.22	-3.50	-2.89	-1.36
TCRM	no	no	-2.59	-1.94	0.11	-2.59	-1.94	0.10
DES	sí	sí	-4.06	-3.46	-3.05	-4.06	-3.46	-2.62
PIB	no	no	-2.59	-1.94	1.14	-2.59	-1.94	1.69

Fuente: elaboración propia. Variables en logaritmos (salvo las tasas de desempleo) y cinco retrasos en niveles. Phillips-Perron: opción: 'Quadratic Spectral Kernel'. Notación: TIE: términos del intercambio; PIBag: PIB agricultura, ganadería, caza y silvicultura; PIBman: PIB industria manufacturera; TCRM: tipo de cambio real multilateral; DES: tasas de desempleo equivalente (incluye el subempleo); PIB: PIB total en moneda constante. Para el PIBag, el test Dickey-Fuller GLS tampoco permite rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

Tabla 2. Test a los residuos correspondientes a los modelos de SVAR (probabilidad entre paréntesis)

Test / Modelo	Modelo uno	Modelo dos
Raíces inversas del polinomio AR característico	Dentro del círculo unitario, módulos < 1	Dentro del círculo unitario, módulos < 1
Test LM. Hipótesis nula: ausencia de correlación serial de los residuos (cuarto lag).	22.1 (0.63)	22.5 (0.60)
Test de White, sin términos cruzados (Chi-sq). Hipótesis nula: ausencia de heterocedasticidad residual.	709 (0.09)	668 (0.40)
Test Jarque-Bera. Hipótesis nula: normalidad de los residuos.	17.3 (0.07)	18.3 (0.05)

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

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