



Munich Personal RePEc Archive

Methodological Note on the Projection of Exports of Goods and Real Services

Frank, Luis

10 August 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/111424/>
MPRA Paper No. 111424, posted 08 Jan 2022 10:01 UTC

Nota metodológica sobre la proyección de exportaciones de bienes y servicios reales

Luis Frank ^{*†}

Resumen

El artículo propone modelos regARIMA estacionales para proyectar grandes rubros de las exportaciones argentinas. La componente de regresión de estos modelos es esencialmente una función de demanda cuyos parámetros son elasticidades precio e ingreso, y efectos de calendario. Los resultados sugieren que la inclusión de la componente de demanda es fundamental para proyectar las exportaciones, no sólo para incrementar la capacidad predictiva de los modelos sino también para garantizar resultados consistentes con la teoría económica. Las elasticidades halladas son coherentes con las encontradas por otros autores mediante otros métodos.

Palabras clave: elasticidades de demanda, exportaciones argentinas, modelos regARIMA.

JEL: F140

Abstract

The article proposes seasonal regARIMA models to project major items of Argentina's exports. The regression component of these models is essentially a demand function whose parameters are price and income elasticities, and calendar effects. The results suggest that the inclusion of this component is fundamental to project exports, not only to increase the predictive capacity of the models but also to guarantee results consistent with the economic theory. The elasticities found are coherent with those found by other authors through other methods.

Keywords: demand elasticities, Argentine exports, regARIMA models.

JEL: F140

1 Introducción

La proyección de variables macroeconómicas mensuales o trimestrales se realiza frecuentemente con modelos ARIMA estacionales o SARIMA. Si bien estos modelos han demostrado buena capacidad predictiva, no garantizan por construcción que las proyecciones que generan vayan a ser coherentes con el comportamiento esperado para otras variables relacionadas, simplemente porque estas variables no son tomadas en cuenta en la construcción del modelo. Esta falencia es particularmente importante cuando la relación entre la variable a proyectar y las variables

^{*}DNMyP. Secretaría de Política Económica. Ministerio de Economía. Av. Hipólito Yrigoyen 250, C1086AAB. Buenos Aires, Argentina.

[†]Universidad de Buenos Aires. Facultad de Agronomía. Av. San Martín 4453, C1417DSE. Buenos Aires, Argentina.

omitidas del modelo se hallan fuertemente respaldadas por la teoría económica, como en el caso de cantidades y precios relacionados por una función de demanda. Numerosos trabajos (ver e.g. [8],[2], [10, 11], y [1]) dan cuenta de relaciones de este tipo en el comercio exterior de nuestro país.

El informe que sigue tiene por objeto proponer una versión de los modelos SARIMA para proyectar las exportaciones argentinas de bienes y servicios reales que, a diferencia de modelos anteriores basados únicamente en procesos ARIMA estacionales, incorpore una componente de demanda y de efectos calendario. La componente de demanda incluye los efectos esperados del crecimiento de la economía mundial, de los movimientos de precios, tipo de cambio real multilateral y tipo de cambio real bilateral con Brasil, nuestro principal socio y competidor del MERCOSUR. Para incorporar estos efectos recurrimos a formas funcionales simples (lin-lin y log-lin) escaladas convenientemente a fin de obtener una lectura directa de las elasticidades de demanda a partir de los parámetros del modelo. La estimación de parámetros y las proyecciones realizadas para el período 2020.2-2021.4 se realizan con el *software* X-13 ARIMA desarrollado por U.S. Bureau of Census [9] considerado un estándar internacional para la elaboración de estadísticas oficiales. El nivel de apertura de las proyecciones (tres series de bienes y una de servicios reales) corresponde a las aperturas difundidas por INDEC.¹

El trabajo tiene la siguiente estructura: primero describimos el modelo regARIMA general utilizado para las proyecciones; a continuación describimos los datos y sus particularidades; luego, describimos en detalle el proceso de estimación y proyección; y, finalmente, presentamos los cuadros de especificaciones y el resultado del ejercicio de proyección, junto a una breve conclusión.

2 El modelo regARIMA

Como ya mencionamos, la proyección de exportaciones se realiza separadamente para bienes y servicios reales. La primera es indirecta y se obtiene por agregación de las proyecciones de productos primarios, materias primas de origen agropecuario (MOA), materias primas de origen industrial (MOI) y combustible y energía. La segunda, en cambio, se realiza directamente sobre la serie agregada de servicios reales. Cada uno de estos conceptos tiene asociadas tres series, de cantidades, precio y valor FOB. Más adelante aclararemos el origen de cada una de estas series. Por el momento basta saber que nuestro interés primario radica en modelar las cantidades exportadas con modelos regARIMA estacionales, tanto para estimar las elasticidades de demanda en simultáneo con la componente estacional como para proyectar los volúmenes exportados, y en modelar los precios con modelos ARIMA aunque al solo efecto de proyectar los precios como variable de entrada de la proyección de cantidades. La forma general del modelo regARIMA (ver [9, §4.1 pp. 27-28]) para cantidades es

$$y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + z_t$$

y

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D z_t = \theta(B)\Theta(B^s)a_t \quad (1)$$

donde y_t es la serie de cantidades, las x_{it} son un conjunto de regresores que detallaremos más adelante, β_i son los parámetros asociados, B es el operador de retardo ($Bz_t = z_{t-1}$), s es el período

¹No obstante, en un informe aparte modelamos exportaciones de productos agroindustriales específicos utilizando principalmente series compiladas por el Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación.

estacional, $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ es el operador autorregresivo no estacional, $\Phi(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{Ps})$ es el operador autorregresivo estacional, $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ es el operador de media móvil no estacional, $\Theta(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ es el operador MA estacional, y a_t es una variable aleatoria i.i.d con media 0 y varianza σ^2 . Los supraíndices d y D indican el orden de diferenciación necesario para lograr estacionariedad.

La variable y_t representa la serie de cantidades exportadas o su transformación en escala logarítmica. Las variables x_{it} se refieren a variables de efecto calendario, al precio propio del bien o servicio en cuestión, al precio del bien sustituto y al ingreso del demandante. Es decir, la componente de regresión del modelo representa una función de demanda tradicional más un conjunto de efectos calendario. Tanto las cantidades como los precios y el ingreso son índices escalados a la unidad en el año 2012. La ventaja de trabajar en índices en vez de la escala original reside en que los coeficientes de regresión β_i coinciden con las elasticidades de demanda en el año base, independientemente de que el modelo sea lineal o log-lin, como se muestra a continuación. En el modelo lin-lin

$$\frac{y_t}{y_0} = \sum_{i=1}^k \beta_i \frac{x_{i0}}{y_0} \frac{x_{it}}{x_{i0}} = \sum_{i=1}^k \lambda_i \frac{x_{it}}{x_{i0}} \quad (2)$$

donde λ_i es la elasticidad de y respecto a x_i en el año base. Hacemos notar que en la versión en índices de la función de demanda lineal las elasticidades son constantes e iguales a las del año base a pesar de que no sean constantes en la escala original. En el modelo log-lin

$$\lambda_i = \left. \frac{\partial y_t}{\partial x_{it}} \frac{x_{it}}{y_t} \right|_{t=0} = e^{\sum_{i=1}^k \beta_i x_{it}} \beta_i \frac{x_{it}}{y_t} = \beta_i x_{i0} = \beta_i \quad (3)$$

ya que $x_{i0} = 1$ en el año base. En principio, cabe esperar que las elasticidades precio sean negativas, las elasticidades precio cruzadas positivas por tratarse de bienes sustitutos, y las elasticidades ingreso positivas, aunque hemos hallado elasticidades ingreso negativas en productos agropecuarios puntuales. Por brevedad omitimos describir las variables de efecto calendario. Las mismas fueron incluidas en el modelo para evitar su solapamiento con la componente estacional propiamente dicha. El lector hallará una descripción detallada de estas variables en la última revisión de modelos para desestacionalizar series de actividad económica [7].

3 Datos y fuentes de información

Las series de precios y cantidades exportadas provinieron básicamente de dos fuentes, la Dirección Nacional de Estadísticas del Sector Externo (DNESE) y la Dirección Nacional de Cuentas Internacionales (DNCI) - ambas de INDEC - en tanto que las series de tipo de cambio real bilateral (TCRB) y multilateral (TCRM) provinieron del BCRA, y las series de PIB del resto del mundo, del FMI. Los precios y cantidades por grandes rubros de la DNESE se hallan disponibles en forma de índices trimestrales y los montos totales, también por grandes rubros, en valores FOB anuales. En cambio, las exportaciones de servicios de la DNCI sólo se hallan disponibles en valores trimestrales. La serie de PIB anual del FMI se encuentra disponible en tasas de variación anual, mientras que los PIB nacionales trimestrales se encuentran disponibles en dólares constantes de 2010. A partir de estas series se construyeron las siguientes variables:

- Índices trimestrales cantidades exportadas por grandes rubros y de exportaciones de servicios reales. Estos índices se escalaron a la unidad en el año 2012. Elegimos este año base por ser más reciente que el año 2004 en que se basaban las series de la DNESE y DNCI, y porque en 2012 convivieron tipos de cambio de comercio exterior y de mercado libre diferenciados pero sin brechas importantes.

- Índices trimestrales de precios *reales* de bienes por grandes rubros y de servicios. Estos índices surgen de multiplicar los índices de precios corrientes por un índice de TCRM elaborado a partir del TCRM del BCRA, rescalados todos a la unidad en 2012. Para construir el índice de precios corrientes de servicios reales convertimos las cifras de la DNCI a pesos corrientes y la deflactamos con el índice de precios implícitos que surge de dividir las exportaciones totales a precios corrientes y constantes del Sistema de Cuentas Nacionales.
- Índice trimestral del TCRB con Brasil a partir del TCRB elaborado por el BCRA rescalado a la unidad en 2012. Para construir este índice al igual que el de TCRM se calculó el promedio simple de tres meses de la serie mensual difundida por el BCRA. Consideramos al índice de TCRB como *proxy* de los precios de bienes y servicios sustitutos de las exportaciones argentinas.
- Índice trimestral del PIB mundial construido a partir de las tasas de crecimiento anual de la economía mundial estimadas por el FMI, escalado a la unidad en 2012. Este índice fue conciliado con un índice trimestral de los PIB de USA (25 %), Unión Europea (20 %), Japón (10 %) y China (10 %) siguiendo el método de R. Fernández [6] y rescalado a la unidad en 2012.² Las ponderaciones dadas a cada país representaron el peso promedio de cada uno de ellos en la economía mundial en las últimas dos décadas.

Todas las series tuvieron una extensión de 69 trimestres (período 2003.1 - 2020.1) excepto la serie de servicios reales que tuvo una extensión de sólo 57 trimestres (desde 2006.1) debido a que la DNCI no publica actualmente cifras anteriores a 2006. Luego, la componente de regresión de los modelos regARIMA contó con $k = 12$ variables: una constante, 8 variables de efecto calendario, dos variables de precios y una de ingreso.

4 Selección de modelos y proyecciones

Las proyecciones se realizan esencialmente en dos etapas. En la primera, se identifica la especificación regARIMA que mejor ajusta a cada serie y en la segunda se realiza la proyección propiamente dicha con la especificación de la primer etapa. Para especificar el modelo regARIMA se realiza un ajuste preliminar (ver [9, §7.18 pp. 211-214]) con el modelo $(0 \ 1 \ 1)(0 \ 1 \ 1)$ a fin de determinar si la transformación logarítmica es necesaria o no. Para ello, se ajusta la serie transformada y sin transformar y se selecciona la de menor criterio de información AICC (criterio de información de Akaike). Una vez identificada la transformación correcta, se ajustan sucesivamente 570 posibles modelos que surgen de combinar los $p, q \leq 3$; $P, Q \leq 2$ y $d, D \leq 1$ parámetros de la ecuación (1) reteniendo al final el modelo que presente menor error porcentual absoluto medio (MAPE, en inglés) en los últimos tres años y no presente autocorrelación residual.³ Adicionalmente, el programa X-13 ARIMA-SEATS identifica distintos tipos de *outliers* o valores extremos. Para mayor información sobre la detección de *outliers* sugerimos leer [9, §4.3 pp. 29-36] y [9, §7.11 pp. 130-135]. Como resultado de esta etapa se obtienen los parámetros estimados, tanto de la componente de regresión como de la componente SARIMA, del modelo “óptimo”. En ocasiones ninguno de los modelos probados satisface el criterio de selección obligando al analista a revisar el proceso generador de datos.

²El estimador de R. Fernández se programó en el lenguaje matricial Euler Math Toolbox.

³Este procedimiento se aparta de la metodología típica de Box y Jenkins [4] y tiene su origen en el procedimiento X11 de Statistics Canada para desestacionalizar series de tiempo de un modo más eficiente. Ver [9, §7.12, p. 140] para más detalles sobre el criterio de selección de modelos.

En la segunda etapa se realiza la proyección propiamente dicha con la especificación seleccionada en la primera etapa. Para proyectar cantidades es necesario proyectar primero los precios reales del bien o servicio en cuestión y el TCRB con Brasil. El PIB mundial no requiere una proyección auxiliar porque en su lugar utilizamos las proyecciones del FMI. La selección de modelos de la primer etapa implica un proceso de optimización solamente de la componente SARIMA del modelo, pero no implica que los coeficientes de la componente de regresión satisfaga restricciones impuestas por la teoría económica, por lo cual es común revisar dichos coeficientes, reformular los regresores y repetir el proceso de selección hasta hallar un modelo teóricamente aceptable. Notamos, incluso, que al proyectar cantidades, el programa X-13 ARIMA-SEATS realiza una nueva estimación de los coeficientes de regresión que pueden diferir de las estimaciones de la primera etapa. Estas discrepancias fueron espacialmente notables al ajustar la serie de MOI y la atribuimos a que la función de verosimilitud era particularmente plana en torno al máximo global o bien a la presencia de máximos locales que detenían el proceso de optimización iterativo antes de alcanzar el máximo global. También notamos que varias especificaciones de las 570 posibles fueron descartadas por definir matrices de covarianza próximas a la singularidad.

En la primera etapa identificamos variables irrelevantes, en especial entre las variables relacionadas al calendario. Sin embargo, optamos por retener todas estas variables en la proyección final dado que la especificación de la componente SARIMA estaba condicionada a la presencia de las mismas en el modelo. Más allá de estas salvedades, los modelos seleccionados resultaron satisfactorios para la proyección de precios y cantidades, no sólo desde el punto de vista de las medidas diagnóstico de bondad de ajuste sino desde el punto de vista de la teoría económica. Digamos, por último, que si bien la información disponible, tanto de la DNESE como de la DNCI es trimestral, hicimos un esfuerzo por abrir mensualmente las series de bienes y servicios reales. Para ello, conciliamos las proyecciones trimestrales de exportación de bienes con una serie mensual publicada por el Centro de Economía Internacional (CEI) del Ministerio de Relaciones Exteriores, Comercio Internacional y Culto, siguiendo el método de R. Fernández ya mencionado. Los servicios reales, en cambio, se interpolaron mensualmente con el método de Boot et al. [3, 5] por falta de series mensuales *proxy*. En ambos casos, se requirió una proyección mensual para extender las series hasta diciembre de 2021 en coincidencia con la proyección trimestral. El modelo mensual utilizado para interpolar las proyecciones trimestrales de bienes tiene la siguiente especificación: $(2 \ 0 \ 1) \ (1 \ 1 \ 2) \ 12$, en escala logarítmica con constante como única variable exógena.

5 Resultados y conclusión

El trabajo presenta una versión ampliada de los modelos SARIMA, tradicionalmente utilizados para proyectar exportaciones de bienes y servicios reales, en la que se incorpora una componente de demanda para compatibilizarlo con la teoría económica. La nueva componente permite además predecir de manera más o menos directa el impacto que tendrán *shocks* cambiarios y de precios sobre los principales rubros de exportación, lo cual no era posible con la modelación SARIMA tradicional. El cuadro 1 resume la especificación seleccionada para las cuatro series de bienes y la de servicios reales. Se puede apreciar que las elasticidades precio, precio cruzadas e ingreso tienen el signo que cabía esperar de acuerdo a la teoría económica, aunque en el caso las MOI las elasticidades precio y precio cruzadas no parecen ser relevantes, al igual que la elasticidad precio cruzada de combustibles y energía. Sin embargo, nos llamó la atención que la elasticidad ingreso de las MOI pasara de 1,6072 en la selección inicial a 2,4040 en la estimación final para la proyección. Esta diferencia se explicaría por la cantidad de iteraciones hasta alcanzar el máximo de la función de verosimilitud que pasó de 143 a 162 iteraciones. En

Cuadro 1: Especificaciones para proyectar exportaciones de bienes y servicios en cantidades. Elasticidades evaluadas en 2012.

Concepto	Trans.	$(p, d, q)(P, D, Q)$	Efectos calend.	Elasticidades de demanda			<i>Outliers</i>	Q s/ M ₂
				precio	pre. sust.	ingreso		
Prod. primarios	log	(0 0 1) (1 0 0)	const, fer.	-0,9290*	1,0117*	1,3039*	TC2008.3	0,58
MOA	lin	(1 0 3) (1 0 1)	año bis. días lab., fer. y bis.	-0,4412*	0,5234*	0,7583*	TC2008.3	0,78
MOI	log	(3 1 3) (2 1 1)	días lab.	-0,1437	0,2317	2,4040*	-	0,34
Energía	lin	(1 1 2) (1 0 1)	-	-0,3902*	0,1538	1,2647*	AO2009.2	0,71
Servicios	log	(3 1 3) (2 1 2)	días lab.	-0,6080*	0,2976*	1,0791*	-	0,42

Cuadro 2: Especificaciones para proyectar precios reales y tipos de cambio.

Precios reales	Período	Trans.	$(p, d, q)(P, D, Q)$	const	<i>Outliers</i>	Q s/M ₂
Prod. prim.	1997.1-2019.4	log	(2 0 3) (2 0 1)	si	LS2002.1	0,79
MOA	1997.1-2019.4	lin	(3 1 2) (2 0 2)	no	-	0,92
MOI	1997.1-2019.4	lin	(0 0 3) (2 0 2)	si	AO2002.1 LS2002.1 AO2016.1	1,32
Energía	1997.1-2019.4	log	(3 0 2) (1 1 1)	si	LS2008.4 LS2015.1	0,79
Servicios	2006.1-2019.4	log	(1 0 3) (1 1 0)	no	AO2016.1	0,95
TCRM	2003.1-2020.1	lin	(3 0 2) (0 1 1)	si	LS2016.1	1,19
TCRB - Brasil	2003.1-2020.1	lin	(2 0 0) (2 0 2)	si	LS2008.4	1,22

general, las elasticidades se hallan en línea con las reportadas en la bibliografía. La elasticidad precio promedio ponderada de bienes y servicios es $-0,4754$ y la elasticidad ingreso $1,4293$. Excluyendo los servicios las mismas elasticidades son, respectivamente, $-0,4518$ y $1,4916$, en línea con las reportadas en la bibliografía (véase por ejemplo [1, 2, 8, 10, 11] y otras fuentes citadas por los mismos autores). El cuadro 2 muestra los modelos auxiliares de precios reales y tipo de cambio. Se puede apreciar que la calidad del ajuste estacional no es satisfactorio para las MOI y aceptable con reservas para los tipos de cambio, lo cual deriva en proyecciones de precios débiles. Para fortalecer dichas proyecciones sugerimos probar otros métodos de estimación y proyección, como por ejemplo modelos autorregresivos vectoriales (VAR), que exploten simultáneamente toda la información contenida en las series de precios *reales*, ya tienen al TCRM como componente común. Otra alternativa sería enriquecer o reformular los modelos SARIMA de precios incorporando proyecciones de mercado como las recopiladas por el BCRA en el REM. Explorar todas estas alternativas sería el próximo paso a seguir. Un último punto que deseamos hacer se refiere a la vigencia de los modelos hallados ya que, a medida que nuevas observaciones se agregan a la serie, el MAPE que justificó la selección de cierta especificación pierde vigencia. Nuestra sugerencia sería revisar las especificaciones $(p, d, q)(P, D, Q)$ anualmente y actualizar la estimación de parámetros β , ϕ , Φ , θ y Θ cada vez que se difunda nueva información, es decir, trimestralmente.

Referencias

- [1] Albornoz M., 2016. Elasticidades de comercio exterior en Latinoamérica. Estimaciones para el periodo 1993-2014. Tesis. Maestría en Economía. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de La Plata.
- [2] Berrettoni D. y S. Castresana, 2009. Elasticidades de comercio de la Argentina para el período 1993-2008. Revista del CEI Nro. 16. Disponible online en: <http://www.cei.gov.ar>
- [3] Boot J.C.G., Feibes W. y J.H.C. Lisman, 1967. Further methods of derivation of quarterly figures from annual data. Applied Statistics 16(1): 65-75.
- [4] Box G. y G. Jenkins, 1970. Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day.
- [5] Jacobs J., Kroonenberg S. y T. Wansbee, 1992. DIVIDING BY 4. An efficient algorithm for the optimal disaggregation of annual data into quarterly data. Disponible online en: <http://www.eco.rug.nl/medewerk/JACOBS/jjdownload/graytex.pdf>
- [6] Fernández R., 1981. A Methodological Note on the Estimation of Time Series. The Review of Economics and Statistics 63(3): 471-476.
- [7] Frank L., 2020. Revisión de modelos para la desestacionalización de series mensuales y trimestrales de actividad económica. Disponible online en: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/111423/>
- [8] Streb M. L., 2005. A Function for the Argentine Export Demand. Anales de la Asociación Argentina de Economía Política. Disponible online en: <https://aaep.org.ar/anales/works05/streb.pdf>
- [9] U.S. Census Bureau, 2017. X-13ARIMA-SEATS Reference Manual. Accessible HTML Output Version. Version 1.1. Disponible online en: <http://www.census.gov/srd/www/x13as/>
- [10] Zack G. y D. Dalle, 2014. Elasticidades del comercio exterior de la Argentina: ¿una limitación para el crecimiento?. Revista Argentina de Economía Internacional Nro. 3.
- [11] Zack G. y D. Sotelsek, 2016. Las posibilidades de crecimiento de la Argentina a partir de una estimación de sus elasticidades de comercio exterior. Anales de la Asociación Argentina de Economía Política. Disponible online en: <https://aaep.org.ar/anales/works/works2016/zack.pdf>