



Munich Personal RePEc Archive

**Methodological Note on the Projection
of Exports of Agri-industrial Products.
Review 2020.**

Frank, Luis

13 July 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/111427/>
MPRA Paper No. 111427, posted 08 Jan 2022 10:02 UTC

Nota metodológica sobre la proyección de exportaciones de productos agro-industriales. Revisión 2020.

Luis Frank ^{*†}

Resumen

En el artículo se modela la exportación de 20 productos agro-industriales mediante modelos regARIMA estacionales con una componente de demanda y de efectos calendario. Los resultados mostraron que, al contrario de lo observado en series agregadas, los precios reales no fueron significativos para explicar la exportación de la mitad de los productos, y que el PIB del principal socio comercial para cada caso explicó las expo de 12 de los 20 productos. Las variables asociadas al calendario no fueron en general relevantes, como tampoco lo fue la oscilación del Pacífico Sur El Niño. Al final del artículo se discuten opciones para reformular los modelos propuestos en vista de estos resultados.

Palabras clave: elasticidades de demanda, exportaciones de productos agroindustriales, modelo regARIMA.

JEL: F140

Abstract

The article models the exports of 20 agri-industrial products using seasonal regARIMA models with a demand component and of calendar effects. The results show that, contrary to what was observed in more aggregated series, real prices are not significant to explain the export of half of the products, and that the GDP of the main trading partner for each case only explained the exports of 12 out of 20 products. In general, the variables associated with the calendar were not relevant, as was the oscillation of the South Pacific El Niño. At the end of the article, options are discussed to reformulate the proposed models in view of these results.

Keywords: demand elasticities, agri-industrial exports, regARIMA model.

JEL: F140

1 Introducción

Se requiere que modelemos las exportaciones de 20 productos agro-industriales con fines de proyección. Describimos a continuación la secuencia de tareas realizada para tal fin así como las dificultades halladas a cada paso y las soluciones implementadas. Para contextualizar el procedimiento seguido digamos que las series en cuestión se modelaron a través de funciones regARIMA o ARIMAX estacionales [5, pp. 140-142] cuya componente de variables exógenas

^{*}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.

incluyeron variables de calendario (días laborables, año bisiesto, días feriados y huelgas generales, y paros sectoriales), una variable climática asociada a la Oscilación del Pacífico Sur “El Niño”, y una variable de precio del producto e ingreso del principal socio comercial. Las variables de efecto calendario y climático fueron descriptas oportunamente en la revisión de modelos de el desestacionalizado de las componentes del EMAE [3] por lo cual no serán descriptas nuevamente aquí.¹ En cambio, las variables relacionadas con el precio del producto y el ingreso del principal país importador fueron compiladas especialmente para este trabajo y serán descriptas más adelante. Adelantamos, sin embargo, que los precios FOB provinieron del registro de exportación AFIP y que utilizamos el PIB real del principal país importador como *proxy* del ingreso de dicho socio comercial.

2 Métodos

Los datos

Las series de PIB se obtuvieron de diversas fuentes (FMI, base de datos de la Reserva Federal de Saint Louis, OCDE, bancos centrales, etc.). La mayoría de ellas eran trimestrales y fueron interpoladas mensualmente siguiendo el método de [1]. Sin embargo, para algunos países, como India, Siria, Líbano y Arabia Saudita, las series disponibles no cubrían el período 2004-2019 completo, por lo cual el análisis se limitó al período disponible. En dos casos (Siria-Líbano y Arabia Saudita) la única serie de PIB disponible era anual, de modo que se la interpoló mensualmente sabiendo que no captaríamos en el cálculo de la elasticidad ingreso efectos estacionales.

Los precios utilizados son los precios implícitos que surgen del registro de exportación, es decir, el cociente entre el valor FOB en USD y la cantidad exportada, ambos descargables libremente de la página de INDEC (<https://www.indec.gob.ar/>).² En aquellos meses en que no se registraron exportaciones, el precio fue estimado a través de una función lineal del precio de un producto estrechamente relacionado. Por ejemplo, los precios faltantes de “otros aceites de soja” (NCM15079019) se estimaron con los precios de “aceite de soja en bruto” (NCM15071000). No obstante, en estos casos se agregó al conjunto de regresores una variable indicadora de precios estimados.

Una vez que las series de precios estuvieron completas se multiplicaron por el tipo de cambio real multilateral (TCRM) del BCRA (<http://www.bcra.gov.ar/>) y esta variable se rescaló a 100 en el año 2012, al igual que las series de cantidades y de PIB. La ventaja de trabajar en índices en lugar de las unidades originales es que la lectura de las elasticidades de demanda en el año base resulta directa a partir de los parámetros estimados del modelo, tanto si el modelo es lineal como logarítmico. Hubo unas pocas excepciones en las que la elevada cantidad de precios faltantes y la ausencia de productos suficientemente relacionados impidieron construir una serie de precios razonablemente completa por lo cual en lugar de precios ajustados por TCRM sólo se utilizó sólo el TCRM como variable de “precio”.

La compilación de series de PIB tuvo algunas complejidades, entre ellas: (i) las cuentas Nacionales de algunos países son anuales y no trimestrales, como las de Arabia Saudita; (ii) algunos países publican sólo series desestacionalizadas (Turquía, por ejemplo) en vez de las originales y las desestacionalizadas; (iii) las series de países que han migrado recientemente a cuentas

¹Véase también [2] para una descripción detallada de la construcción de variables calendario para el desestacionalizado de series.

²En 2012 se revisó el Nomenclador Común del Mercosur y varias posiciones arancelarias cambiaron de código, lo que obligó a revisar las descripciones de producto para construir series homogéneas.

trimestrales son cortas y con frecuencia se publican con retraso, como es el caso del Líbano; y (iv) algunas series se han discontinuado por razones de fuerza mayor, como la guerra civil en Siria. No obstante, la mayoría de estas dificultades fueron resueltas y las series obtenidas representan a nuestro criterio razonablemente bien el “ingreso” de nuestros principales socios comerciales.

Respecto a las series de “precios”, es decir de precios FOB multiplicados por el TCRM, notamos que muchos *outliers* se deben a situaciones transitorias de bruscas devaluaciones, también a la aplicación de instrumentos regulatorios como los ROE en trigo principalmente en 2013. En algunos productos, esta cantidad de outliers incrementó la cantidad de regresores más allá de la tolerancia del programa X13ARIMA para proyectar a futuros. La estrategia seguida en estos casos fue, una vez seleccionado el modelo adecuado, proyectar hacia adelante con los últimos años para evitar períodos de abundantes outliers.

Selección de modelos

Las cantidades exportadas se modelaron a través de funciones regARIMA tal como se especifican en el manual del programa X-13ARIMA-SEATS. Para mayores detalles sobre esta especificación remitimos al lector a la sección 4.1 [6, pp. 27-28] del manual del programa desarrollado por U.S. Census Bureau. El procedimiento de estimación con X-13ARIMA sigue básicamente un esquema en dos etapas. En la primera se busca el modelo que mejor ajusta a la serie bajo análisis en cuanto a orden de integración y cantidad de rezagos estacionales y no estacionales. Esta búsqueda puede seguir algunos atajos (contemplados por el programa) o ser completamente exhaustiva. En la segunda etapa se estiman los parámetros del modelo seleccionado y se evalúa mediante criterios de tolerancia la bondad de ajuste del modelo. En nuestro caso, realizamos una búsqueda exhaustiva seleccionando en primera instancia aquellos modelos que satisficieran el criterio de bondad de ajuste del programa X-13ARIMA (“error” absoluto porcentual medio o MAPE menor a 15%).³ Siguiendo este criterio, seleccionamos solamente modelos para harina y pellets de soja (NCM23040010), harina de trigo (NCM11010010), semilla de girasol (NCM12060090), cebada en granos (NCM10039080) y té negro (NCM09024000). Para el resto de las series debimos seguir una estrategia distinta.

El procedimiento de selección alternativo constó de tres etapas. En la primera, ajustamos cada serie a cuatro especificaciones con la máxima cantidad de rezagos admitida por X-13 ARIMA, integradas y sin integrar. Es decir, ajustamos las cuatro especificaciones $(p,d,q)(P,D,Q)$ para $p = q = 3$, $P = Q = 2$ y $d, D = \{0, 1\}$ seleccionando aquella de menor MAPE pero sin evidencia de sobrediferenciación, tanto en la componente no estacional como estacional. Segundo, ajustamos el modelo elegido en el paso anterior con la opción de identificación de *outliers* o valores atípicos incorporada al procedimiento de búsqueda automática de X-13 ARIMA. Finalmente, ajustamos el modelo definitivo con los *outliers* hallados en el segundo paso y probamos la significatividad de las variables exógenas. Seguimos esta estrategia no solamente ante la imposibilidad de hallar un modelo que satisficiera los límites de tolerancia de X-13ARIMA, o con la intención de explotar las facilidades de búsqueda de valores atípicos del programa, sino porque en series con valores próximos a 0 es sabido que el MAPE es altamente inestable y se desaconseja como criterio de selección de modelos. El modelo seleccionado mediante esta estrategia, no obstante, podría resultar sobre-parametrizado y la estimación de las varianzas de los parámetros estimados sesgada. Una vez ajustados los modelos revisamos la significatividad de los coeficientes de AR y MA estacionales y no estacionales, y propusimos una especificación

³La búsqueda consiste en ajustar y evaluar 576 modelos candidato. El proceso demanda aproximadamente 30 minutos de computación por serie.

alternativa eliminando aquellos términos rezagados que no resultaron no significativos.

Proyecciones

Una vez seleccionados los modelos que mejor ajustaban a las cantidades exportadas, continuamos con la proyección de cifras para el resto de 2020 y 2021. La proyección se realizó en dos etapas. En la primera, se extendió la matriz de regresores exógenos de acuerdo a la legislación vigente sobre feriados y días no laborables, y asumiendo que no habría paros generales ni sectoriales en los próximos 24 meses. Por otra parte, proyectamos los precios y PIB mediante modelos ARIMA estacionales auxiliares. La segunda etapa fue la de proyección de cantidades exportadas propiamente dicha, a partir de la selección de modelos descripta en la sección anterior y la extensión de las series de variables de calendario, precios e ingreso de la primera etapa de la proyección.

La bondad de ajuste de los modelos de precios y PIB, evaluados a través del estadístico Q , fueron en general aceptables (Q sin $M_2 < 1, 20$).⁴ De los 20 modelos de precios, cinco fueron rechazados de acuerdo a este criterio, en tanto que de los 10 modelos del PIB, todos fueron aceptados.⁵ Adjuntamos las especificaciones de los modelos de precios y PIB en los cuadros 1 y 2, respectivamente, con las correspondientes notas explicativas. Se puede observar en el cuadro 2 que la mayoría de las series son trimestrales, por lo cual la proyección final se realizó proyectando primero las series trimestrales 8 períodos hacia adelante e interpolando luego mensualmente con el método de [1].

3 Resultados y discusión

En el apéndice A sintetizamos los especificaciones halladas. La simple inspección de los cuadros permite apreciar que la mayoría de los modelos propuestos provienen de la estrategia de búsqueda *ad hoc* por la imposibilidad de hallar un modelo que satisficiera el criterio de bondad de ajuste de X-13 ARIMA. La inspección de los cuadros permite observar además los siguientes puntos.

- (a) Las variables asociadas al calendario no son, en general, relevantes para explicar las exportaciones. Sin embargo, la cantidad de días laborables parece incidir en la exportación de productos elaborados antes que en materias primas. Este patrón no parece tan claro respecto de los días feriados o huelgas generales. Los años bisiestos, en cambio, parecen incidir sólo en exportaciones continuas como las de derivados de soja, trigo y girasol. Los paros agropecuarios repercuten principalmente en la exportación de subproductos de soja, tal como cabía esperar, ya que están asociados a los ceses de comercialización de 2008, motivados principalmente por el aumento de derechos de exportación de este complejo.
- (b) Las variables de precios resultaron significativos solamente en la mitad de las series, y en su gran mayoría exhibieron el signo que cabía esperar *a priori*.⁶ De hecho, en una sola serie (té negro, NCM09024000) la elasticidad precio fue positiva y significativa, lo cual ameritaría un estudio particular para este mercado. Recordemos nuevamente que al trabajar con índices de precios y cantidades los coeficientes asociados a precios se leen directamente como elasticidades en el año 2012, tanto para modelos transformados

⁴En rigor, el estadístico Q mide la calidad del ajuste estacional del modelo en cuestión. Para una descripción detallada de esta medida diagnóstico véase [4, cap. 7 §92, pp. 153-154].

⁵Para contabilizar los rechazos omitimos casos de aceptación o rechazo condicional

⁶No detectamos niveles multicolinealidad preocupantes entre las variables exógenas, por lo cual no cabe esperar que las pruebas t sean sesgadas.

como sin transformar. En modelos transformados logarítmicamente, estas elasticidades son además constantes para todos los años.

- (c) Respecto al ingreso, el PIB del principal socio comercial no fue significativo en 12 de los 20 productos. En general, fueron significativos los PIB de Brasil, Chile y la Unión Europea, y el PIB de Siria y el Líbano en el caso de la exportación de yerba mate. En vista de estos resultados sería aconsejable en futuras revisiones reemplazar los PIB no significativos por una variable *proxy* de ingreso del “resto del mundo”, salvo para exportaciones destinadas principalmente a Brasil, Chile y la Unión Europea, y medio oriente para el caso de la yerba mate. Por otra parte llaman la atención que las elasticidades de dos productos (aceite de girasol en bruto, NCM15121110, y maní, NCM12024200) sean negativas para un destino y positivas para otro, aunque bien podrían estos productos ser un bien inferior en uno de los destinos y no en otro. Cualquier conclusión en este sentido debería tomarse con precaución ya que los precios de productos sustitutos y complementarios fueron omitidos del modelo lo cual introduce un sesgo en la estimación de todos los parámetros, en general.⁷
- (d) La variable ONI (índice de la Oscilación del Pacífico Sur) rezagada 4 meses no resultó significativa para explicar las exportaciones de los productos en la gran mayoría de los casos, salvo en cebada y yerba mate. En estos dos complejos los signos del coeficiente asociado al Niño fueron opuestos (negativo para productos de cebada y positivo para yerba mate) pero coherentes con la naturaleza y distribución territorial de los cultivos, ya que es sabido que el efecto del Niño sigue un gradiente norte-sur, siendo más pronunciado en el norte y menos en el sur de la región chaco-pampeana. A pesar de lo desalentador del resultado, creemos que se debería retener esta variable en futuras revisiones en interacción con la estación de crecimiento del cultivo que da origen a cada producto y su área de producción predominante.
- (e) Por último, hacemos notar la gran cantidad de *outliers* identificados para varios de los productos. Éstos tienen diversas causas, aunque por las fechas parecieran coincidir con períodos en que no se registraron exportaciones, ya sea por disminución del comercio o por regulaciones o desregulaciones del mismo, tales como las licencias de exportación conocidas como ROE (utilizadas como instrumento regulatorio entre 2008 y 2016), que no aparecen incorporadas al modelo. En el caso de los modelos para la proyección de precios, la elevada cantidad de *outliers* se justifica por la ausencia de variables exógenas que expliquen saltos debidos a causas ajenas al proceso generador de datos.

En síntesis, el informe precedente presenta una primera modelación de las exportaciones de productos agro-industriales combinando funciones de demanda tradicionales con la modelación SARIMA, y una componente climática. Dentro de la componente de demanda, los precios o los ingresos de los principales socios exportadores resultaron relevantes para explicar las expo en la mayoría de los casos. La variable climática, en cambio, no resultó significativa a excepción de dos complejos, cebada y yerba mate. En vista de estos resultados recomendamos para futuras revisiones (i) reemplazar los ingresos que no resultaron significativos por una variable general de ingreso del “resto del mundo”; (ii) reformular la variable climática en función de la distribución territorial del cultivo que origina cada producto, así como su estación de crecimiento; (iii) incorporar variables vinculadas a regulaciones de mercado a fin de reducir la cantidad de valores atípicos observados en varios productos.

⁷La omisión se debió en parte a desconocimiento de aquellos productos que operan como bienes sustitutos y complementarios, y en parte a la imposibilidad de construir series de precios para estos bienes cuando son exportados principalmente por terceros países.

Referencias

- [1] Boot, J.C.G., Feibes, W., Lisman, J.H.C., 1967. Further methods of derivation of quarterly figures from annual data. *Applied Statistics* 16(1): 65-75.
- [2] Felipe H., Correa V., Luna L., y F. Ruiz, 2002. Desestacionalización de series económicas: el procedimiento usado por el Banco Central de Chile. Documento de trabajo 177. Banco Central de Chile. Disponible online en: <http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc177.pdf>
- [3] Frank, L. 2020. Revisión de modelos para la desestacionalización de series mensuales y trimestrales de actividad económica. Disponible online en: <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/111423/>
- [4] Kwangwon Lee, 2017. Quarterly National Accounts Manual. 2017 Edition. International Monetary Fund.
- [5] Shumway, R. 1988. *Applied Statistical Time Series Analysis*. Prentice-Hall. New Jersey.
- [6] U.S. Census Bureau, 2017. X-13ARIMA-SEATS Reference Manual. Disponible online en: <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13ASHTML.pdf>

A Cuadros de resultados

Cuadro 1: Especificaciones para los modelos de cantidades. Series mensuales en índices, base 2012 = 100. Período 2004-2019, excepto N15121110 (2005-2019), y N10039080 y N09030090 (2004-2017). * significativo al 5 %.

Complejo	Producto	NCM	Transform.	Modelo	const	Días lab.	Feridos	Año bis.	ONI	Paro agro	Precio real	PIB ₁	PIB ₂	Socio com.
Soja	poroto	12019000	LOG	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	si	no	no	no	-0,0145*	-0,0013	–	China
	aceite harina y pellets	15071000	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	no	no	no	si	-0,5058	-0,0336	–	India
		23040010	LIN	(2 0 2) (2 0 0)	no	no	no	si	no	si	-0,2752*	2,2971*	–	UE
	aceites ncp	15079019	LIN	(3 1 3) (2 1 2)	si	no	no	si	no	si	-4,1156*	-7,4740	–	Chile
Trigo	trigo pan harina	10019900	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	no	no	no	si	-0,0607	-0,7719	–	Brasil
		11010010	LIN	(2 0 3) (2 0 2)	no	si	si	si	si	si	-0,0237	0,4197	–	Brasil
Girasol	aceite bto.	15121110	LIN	(3 1 3) (2 0 2)	no	si	no	si	no	no	0,1535	-3,7943*	0,2764	Brasil/India
	semilla	12060090	LOG	(1 1 0) (1 0 2)	no	no	no	no	no	no	-0,0365*	0,0386*	0,0866*	Brasil/UE
	aceites ncp	15121919	LOG	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	no	no	no	no	-0,0096*	0,0050	–	Chile
	harina y pellets	23063010	LIN	(3 0 3) (2 1 2)	no	si	no	no	no	si	-0,5768*	-0,5960	3,4856	Brasil/UE
Maíz	grano	10059010	LOG	(3 0 3) (2 0 2)	no	no	no	si	no	si	-0,0196*	0,0444*	–	Chile
	aceite	15152100	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	si	no	no	no	no	-1,6925*	-1,3095	–	Turquía
Cebada	grano	10039080	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	no	si	si	no	si	no	-0,3763	0,0281	–	A. Saudita
	cervecera	10039010	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	no	si	si	si	si	no	0,0358	0,6054	–	Brasil
Sorgo	grano	10079000	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	no	no	no	no	no	no	-0,0616	-1,2206	–	Japón
Arroz	no parab.	10063021	LOG	(3 1 3) (2 0 2)	no	si	no	no	no	no	-0,0030	0,0273*	–	Brasil
Malta		11071010	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	no	no	no	no	-0,1332	2,1206*	–	Brasil
Maní		12024200	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	no	si	no	no	no	no	-0,0425	-3,4454*	6,7750*	Chile/UE
Té		09024000	LIN	(3 0 3) (0 0 2)	si	si	no	no	no	no	0,2636*	-0,0002	–	USA
Yerba		09030090	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	no	no	no	si	si	-0,6485*	1,1591*	–	Siria y Líbano

Cuadro 2: Especificaciones para los modelos de cantidades (continuación). *Outliers* identificados para cada modelo.

Complejo	Producto	NCM	<i>Outliers</i>
Soja	poroto	12019000	TC2007.Mar TC2009.Dec TC2010.Apr TC2013.Jan AO2016.Nov TC2018.Jul AO2019.Feb
	aceite	15071000	–
	harina y pellets	23040010	–
	aceites ncp	15079019	AO2005.Jan AO2005.May AO2006.Sep LS2006.Nov TC2007.Nov AO2008.Aug AO2009.Oct AO2010.Jan TC2010.Nov TC2011.Oct
Trigo	trigo pan	10019900	TC2005.Jan TC2008.Jan LS2016.Jan AO2018.Apr
	harina	11010010	LS2006.Nov AO2007.Oct AO2008.Mar AO2008.May AO2008.Dec AO2009.May AO2010.Jan AO2012.Mar LS2013.Jan TC2013.Apr LS2014.Feb
Girasol	aceite en bruto	15121110	TC2008.Apr
	semilla	12060090	TC2006.Feb LS2008.Jul LS2016.Jun
	aceites ncp	15121919	–
	harina y pellets	23063010	–
Maíz	grano	10059010	AO2008.Jan LS2013.Oct
	aceite	15152100	–
Cebada	grano	10039080	TC2010.Mar TC2011.Mar TC2011.Dec TC2012.Jan TC2012.Dec AO2013.Jan AO2013.Feb AO2013.Dec TC2013.Dec TC2015.Jan TC2015.Feb LS2015.Jul TC2016.Jan AO2017.May
	cervecera	10039010	–
Sorgo	grano	10079000	LS2012.Apr AO2012.May LS2013.Sep
Arroz	no parabolizado	10063021	–
Malta		11071010	–
Maní		12024200	LS2008.Jul AO2017.Jun LS2019.Aug
Té		09024000	TC2009.Aug
Yerba		09030090	AO2007.Sep LS2012.Jul TC2014.May AO2017.Jan

Cuadro 3: Especificaciones para proyectar precios reales de productos agro-industriales a partir de series mensuales normalizadas en base 2012 igual a 100. Período analizado 1/2004 a 3/2020.

Complejo	Producto	NCM	Trans.	Modelo	const	Outliers	Q_s/M_2
Soja	poroto	12019000	LOG	(3 0 2) (2 0 1)	si	AO2008.Mar AO2010.Feb AO2016.Mar LS2016.Dec AO2017.Nov TC2018.Aug AO2019.Mar	0,81
	aceite harina y pellets	15071000	LOG	(1 0 0) (1 0 1)	si	AO2018.Jun TC2018.Sep	1,11
		23040010	LOG	(3 0 1) (0 0 1)	si	TC2004.Aug TC2010.Mar AO2018.Apr TC2018.Sep LS2019.Aug	0,74
	aceites ncp	15079019	LOG	(2 0 3) (1 0 1)	si	TC2008.Aug AO2009.Mar	1,20
Trigo	trigo pan	10019900	LOG	(3 0 3) (2 1 0)	si	LS2007.Nov AO2008.May AO2009.Sep TC2013.Jul LS2013.Sep LS2013.Dec LS2019.Aug	0,79
	harina	11010010	LOG	(2 0 2) (0 0 1)	si	TC2004.May AO2005.Apr AO2005.May AO2005.Sep AO2005.Dec AO2006.Mar TC2013.Feb LS2013.Aug LS2013.Nov AO2013.Dec AO2015.Nov LS2018.May TC2018.Jun TC2018.Sep LS2019.Aug	0,62
Girasol	aceite en bto.	15121110	LOG	(3 0 3) (2 0 1)	si	AO2008.Jan AO2008.Aug TC2009.Jan AO2014.Oct LS2014.Dec TC2018.Sep AO2019.Jul	0,69
	semilla	12060090	LIN	(3 0 3) (2 0 2)	si	TC2004.May AO2005.Mar AO2005.May TC2006.Feb AO2007.May LS2008.Sep LS2016.Mar TC2019.Mar TC2019.May TC2020.Feb	1,07
	aceites ncp harina y pellets	15121919	LOG	(2 0 2) (1 1 2)	no	AO2006.Nov	1,65
23063010		LOG	(3 0 1) (2 0 2)	si	AO2006.Nov TC2008.Nov TC2015.Feb AO2020.Feb	1,07	
Maiz	grano aceite	10059010	LOG	(3 0 2) (1 1 1)	no	AO2007.Jan LS2009.Nov	0,79
		15152100	LIN	(3 0 3) (1 0 2)	si	TC2018.Sep LS2019.Aug	0,91
Cebada	grano cervecera	10039080	LIN	(3 0 3) (1 0 0)	si	TC2018.Sep LS2019.Aug	0,94
		10039010	LOG	(3 0 3) (2 1 1)	no	LS2007.Nov LS2008.Dec LS2018.Sep	1,52
Sorgo	grano	10079000	LOG	(2 0 3) (0 0 2)	si	TC2008.Mar AO2008.Dec AO2014.Feb AO2019.Aug	0,83
Arroz Malta	no parabol.	10063021	LOG	(3 1 1) (0 1 1)	no	–	1,77
		11071010	LOG	(0 0 2) (0 0 1)	si	LS2007.Nov LS2009.Apr AO2009.May LS2015.Jan LS2018.Jun	1,46
Maní		12024200	LOG	(0 0 1) (0 0 1)	si	TC2008.Feb	1,06
Té		09024000	LOG	(2 0 3) (1 0 0)	si	–	1,20
Yerba		09030090	LOG	(3 0 2) (1 0 0)	si	–	1,25

Cuadro 4: Especificaciones para proyectar el PIB de socios comerciales a partir de series mensuales y trimestrales originales.

País	Trans.	Modelo	const	<i>Outliers</i>	Q_s / M_2	Período
Arabia Saudita	LIN	(2 0 2) (2 0 0) ₄	si	–	0,94	I-1993 a I-2020
Brasil	LIN	(0 0 3) (1 1 1) ₂	si	LS2004.Feb LS2006.May LS2007.May TC2008.Dec LS2010.Mar LS2015.Apr TC2015.Apr LS2020.Apr	0,51	ene-2003 a mar-2020
Chile	LOG	(2 1 1) (1 1 2) ₄	si	AO2010.1 TC2019.4	0,21	I-2003 a I-2020
China	LOG	(1 1 0) (0 1 0) ₄	no	TC2008.1 AO2008.3 TC2008.4 TC2010.1 LS2011.1 LS2016.1 AO2020.1	0,13	I-2007 a I-2020
India	LIN	(3 0 2) (1 1 1) ₄	si	LS2009.4 LS2012.1	0,30	I-2005 a I-2020
Japón	LIN	(2 0 3) (0 1 2) ₄	si	LS2009.1	0,27	I-1994 a I-2020
Líbano	LIN	(1 0 1) (1 0 1) ₄	si	–	0,38	I-2016 a II-2019
Siria	–	–	–	–	–	–
Turquía	LOG	(3 0 1) (2 0 1) ₁₂	si	–	0,57	ene-2004 a mar-2020
Unión Europea (15 países)	LIN	(3 0 2) (1 0 1) ₄	no	AO2008.4 LS2009.1 AO2020.1	0,16	I-1995 a I-2020
USA	LOG	(2 0 1) (1 1 2) ₄	si	–	0,21	I-2002 a I-2020