



Munich Personal RePEc Archive

Demand elasticities of goods exported by Argentina

Frank, Luis

DNMyP. Secretaría de Política Económica. Ministerio de
Economía., Universidad de Buenos Aires. Facultad de Agronomía.

13 May 2022

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/114220/>
MPRA Paper No. 114220, posted 17 Aug 2022 14:35 UTC

Elasticidades de demanda de bienes exportados por Argentina

Luis Frank ^{*†}

Resumen

El informe presenta una primera estimación de las elasticidades de la demanda de exportaciones argentinas a nivel de rubro. Las elasticidades se estimaron mediante modelos de corrección de errores (ECM) o como procesos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL). Los resultados muestran que la demanda de la mayoría de los bienes se explica, además de su propio precio (internacional), por la evolución del tipo de cambio real bilateral (TCRB) con Brasil y el PIB de Brasil. En ambas funciones de demanda, el TCRB opera como el precio de bienes sustitutos o complementarios. Cuando la demanda de bienes no podía asociarse con el ingreso de un socio comercial particular, esta componente se explicó mediante un índice de ingreso global. Y cuando el TCRB con Brasil no operó como *proxy* del precio de bienes sustitutos o complementarios, éste fue reemplazado por un índice general de precios de las exposiciones argentinas bajo el supuesto de que el conjunto de la canasta de exportación contiene bienes sustitutos o complementarios de ese ítem en particular. Al final del informe se propuso un procedimiento de ajuste final de las elasticidades estimadas por ECM o ARDL a fin de garantizar que se satisfagan ciertas restricciones impuestas por la teoría económica.

Palabras clave: elasticidades de exportación, comercio exterior, modelo de corrección de errores, modelo autorregresivo de rezagos distribuidos.

JEL: F140

Abstract

The report presents a first estimate of the demand elasticities for Argentine exports at the item level. Elasticities were estimated using error correction models (ECM) or autoregressive distributed lag processes (ARDL). The results show that the demand for most goods is explained, in addition to their own (international) price, by the evolution of the bilateral real exchange rate (TCRB) with Brazil and Brazil's GDP. In both demand functions, the REER operates as the price of substitute or complementary goods. When the demand for goods could not be associated with the income of a particular trading partner, this component was explained by means of a global income index. And when the TCRB with Brazil did not operate as a proxy for the price of substitute or complementary goods, it was replaced by a general price index of Argentine exposures under the assumption that the entire export basket contains substitute or complementary goods for that particular item. At the end of the report, a final adjustment procedure of the elasticities estimated by ECM or ARDL was proposed in order to guarantee that certain restrictions imposed by economic theory are satisfied.

^{*}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.

Keywords: export elasticities, foreign trade, error correction model, autogressive model of distributed lags.

JEL: F140

1 Introducción

Se requiere proyectar las exportaciones de los 39 rubros listados en el cuadro 1, más cuatro grandes rubros, bajo distintos escenarios de precios internacionales y de coyuntura de nuestros principales socios comerciales. Con este objetivo plantemos, en primera instancia, un sencillo sistema lineal, el que idealmente las cantidades exportadas son función de los precio y del ingreso de nuestros socios comerciales. Formalmente, planteamos

$$\mathbf{q}_t^* = \boldsymbol{\mu}^* + \begin{bmatrix} \mathbf{A}_p & \mathbf{a}_y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{p}_t^* \\ y_t^* \end{bmatrix} + \boldsymbol{\epsilon}, \quad (1)$$

donde \mathbf{q}_t^* es un vector de índices de cantidades en escala logarítmica, \mathbf{A} es una matriz de elasticidades, \mathbf{p}_t^* es un vector de índices de precios e y_t^* es el ingreso del “resto del mundo”, también en logaritmos.¹ El vector $\boldsymbol{\epsilon}$ es un término de “holgura” que da cuenta de una discrepancia (presumiblemente pequeña) entre la demanda teórica y la que efectivamente ocurre. En nuestro caso \mathbf{q}_t y \mathbf{p}_t son vectores de dimensión 39×1 , \mathbf{A} es una matriz de 39×40 e y_t es un escalar. Calificamos a este sistema como “ideal” porque en la práctica resulta casi imposible conocer las 1560 elasticidades de \mathbf{A} incluso asumiendo que la canasta de bienes exportados por Argentina reprodujera la canasta de bienes comercializada globalmente.

Un versión computacionalmente más realista del modelo se obtendría al reemplazar los precios de bienes sustitutos y complementarios por un índice de precios general de manera tal que \mathbf{A} se componga de tres bloques: un primer bloque diagonal de elasticidades precio propias, de dimensión 39×39 ; un vector columna de elasticidades precio cruzadas; y, un tercer vector de elasticidades ingreso. De este modo sólo sería necesario conocer $3 \times 39 = 117$ elasticidades para proyectar la demanda de exportaciones. El informe que sigue tiene por objeto estimar estas 117 elasticidades que permitirían construir la matriz \mathbf{A} y eventualmente proyectar las expo. Lógicamente, no esperamos que las 117 elasticidades sean no nulas, de manera que la cantidad total de elasticidades de \mathbf{A} podría ser sustancialmente menor. Para estimar las elasticidades de demanda recurriremos a procedimientos econométricos reconocidos por la bibliografía pero con escasos antecedentes de uso con este nivel de desagregación.²

2 Metodología de estimación

La estimación de elasticidades de demanda se realizó por etapas siguiendo la secuencia que se describe a continuación. El procedimiento replica en gran medida el de [7, 8] con algunas diferencias. Por ejemplo, [8] no consideran precios de bienes sustitutos y complementarios en la función de demanda, y en vez de trabajar con series desestacionalizadas, agregan hasta cinco rezagos de la variable endógena para solucionar el problema de la estacionalidad. El lector notará

¹El sistema no corresponde a un verdadero sistema de demanda porque representa tan solo una (pequeña) fracción de la demanda global de bienes.

²Entre los antecedentes citamos informes previos del autor [4, 3] sobre modelado ARIMAX estacional de exportaciones agro-industriales, aunque con resultados que en términos de bondad de ajuste apenas alcanzaron las expectativas.

que en los sucesivos nos referiremos a 44 series en vez de 39 porque agregamos cuatro grandes rubros: productos primarios, manufacturas de origen agropecuario (MOA), manufacturas de origen industrial (MOI) y combustible y energía.

- Se desestacionalizaron 44 series trimestrales (período 2004-2021) de cantidades y precios por rubros de exportación, así como series de TCRB con Brasil y del PIB brasileño y mundial. Las series de cantidades y precios provinieron de la DNSE de INDEC y fueron suministradas como índices mensuales con base 100 en 2004.³ El índice de TCRB mensual con Brasil provino del BCRA y fue trimestralizado y rescalado a 100 en 2004. El PIB brasileño desestacionalizado provino del Banco Central de Brasil. El índice de PIB mundial, en cambio, fue una construcción propia que provino de combinar en índices de PIB de EE.UU, Unión Europea, China y Japón, y consistir el índice agregado con las variaciones anuales del PIB mundial estimadas por el FMI.⁴ Para la búsqueda y selección del modelo apropiado para desestacionalizar cada serie de precios, cantidades y PIB, se utilizó el programa X13-ARIMA con la opción de búsqueda exhaustiva, la cual compara 576 especificaciones alternativas con hasta tres rezagos en la componente AR y dos de la componente MA. En los cuadros 3 y 4, al final de informe, se transcriben las especificaciones seleccionadas. Se puede observar que dichos modelos presentaron, en general, buenos ajustes ($MAPE < 15\%$) y sólo en pocos casos el ajuste resultó fuera del estándar de aceptación sugerido en el manual del programa.
- En la siguiente etapa se transformaron las series desestacionalizadas a escala logarítmica y se determinó su orden de integración a través de la prueba de Dickey y Fuller Aumentada (ADF) con constante y tendencia, y un solo rezago en diferencias. La prueba se realizó con una programa propio escrito en lenguaje matricial `Euler Math Toolbox`. Aquellas series que resultaron no estacionarias (o integradas, típicamente de primer orden) se consideraron candidatas a modelar suponiendo un proceso de corrección de errores (ECM) en tanto que las demás se consideraron candidatas a modelar como proceso autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL). De los 44 rubros, 26 fueron identificado para modelar a través de ECM y 18 a través de ARDL. Podría parecer innecesario realizar una prueba ADF luego de la modelación SARIMA de la etapa anterior porque ésta revela el orden de integración de la serie original. Sin embargo, al desestacionalizar y transformar logarítmicamente las series, sus propiedades estadísticas cambian y es imposible prever el grado de integración que tendrán una vez desestacionalizadas. Por ejemplo, la serie de precios de MOI que se identificó como estacionaria con X13-ARIMA resultó no estacionaria al realizar la prueba ADF. Insistimos en que la identificación del proceso subyacente a la generación de datos mediante este *test* es provisoria hasta probar cointegración.
- El ajuste de modelos ECM se realizó en dos etapas. En la primera, se ajustaron por OLS las cantidades en función del precio del propio bien, de bienes sustituto y del ingreso del consumidor para obtener los residuales necesarios para la siguiente etapa. En la segunda etapa, se regresaron las cantidades a precios e ingreso, pero en diferencias, y a los residuos de la etapa anterior rezagados un período. Cabe aclarar que en ambas etapas se incluyó una ordenada al origen y que las variables se hallaban expresadas en escala logarítmica antes de diferenciar. El modelo ECM se corrió en cuatro versiones, combinando en cada una de ellas distintas *proxies* de precios de bienes sustitutos y de ingreso del consumidor.

³Las series de precios no fueron deflactadas ya que el interés primario del estudio era la estimación de elasticidades de corto plazo y se utilizarían principalmente modelos expresados en diferencias. Por otra parte, la gran variabilidad observada en los precios en comparación con el CPI desaconsejó la corrección porque sería mínima y en contraposición se introducirían propiedades espurias a las series originales.

⁴La participación de cada uno de estos países o bloques comerciales en el PIB mundial son: USA 25 %, Unión Europea 20 %, China 10 % y Japón 10 %. Las participaciones han sido redondeadas y corresponden al año 2004.

Las variables *proxy* de precios de bienes sustitutos fueron el índice general de precios de las exportaciones y el TCRB con Brasil, como *proxy* del ingreso probamos el PIB brasileño y el PIB mundial. Para la modelación ECM se escribió un código en Euler Math Toolbox.

- Una vez ajustadas las cuatro versiones del ECM se probó cointegración a través del estadístico τ asociado al coeficiente de los residuos rezagados un período. Los valores críticos de este estadístico fueron calculados por MacKinnon [5] y posteriormente revisados [6] por el mismo autor. Mediante este *test* se descartaron las versiones del modelo cuyos términos de corrección de errores no resultaron significativos al 10%. De los 26 rubros modelados de este modo, en cuatro (MOI, “resto de productos primarios”, “extractos curtientes, tinturas, etc.” y “máquinas y aparatos, material eléctrico”) el coeficiente de corrección de errores no resultó significativo en ninguna de las cuatro versiones, y en dos (“papel, cartón, impresos y publicaciones” y “metales comunes y sus manufacturas”) la mayoría de las elasticidades no resultaron significativas y/o con signo contrario al esperado según la teoría económica. En los restantes 20 rubros se eligió aquella versión de las cuatro que, además de superar los criterios de antedichos, presentara el mejor ajuste. Recordemos la forma analítica del ECM:

$$\begin{aligned}\Delta \ln q_t &= \mu + \beta_1 \Delta \ln p_{t,1} + \beta_2 \Delta \ln p_{t,2} + \beta_3 \Delta \ln y_t + \alpha e_{t-1} + \nu_t \\ e_{t-1} &= \ln q_{t-1} - \hat{\mu}^* - \hat{\beta}_1^* \ln p_{t-1,1} - \hat{\beta}_2^* \ln p_{t-1,2} - \hat{\beta}_3^* \ln y_{t-1},\end{aligned}\quad (2)$$

donde e_{t-1} es un predictor del error rezagado un período, y $\nu_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$. La lógica subyacente al modelo sugiere que si tanto regresores como regresando son series $I(1)$, sus diferencias serán series estacionarias pero cointegradas y su combinación lineal e_t será una serie $I(0)$. El modelo ajustado en la primera etapa se conoce como modelo de largo plazo, en tanto que el modelo ajustado en la segunda etapa se conoce como modelo de corto plazo. En nuestro caso, los parámetros del primer modelo (β_j^*) son elasticidades de largo plazo y los parámetros del segundo (β_j) son elasticidades de corto plazo.

Para estimar $\ln q_t$ el modelo (2) debe ser reformulado en términos de los parámetros estimados. La forma usual del modelo de pronóstico es

$$\begin{aligned}\widehat{\ln q_t} &= (\hat{\mu} - \hat{\alpha}\hat{\mu}^*) + \hat{\beta}_1 \Delta \ln p_{t,1} - \hat{\alpha}\hat{\beta}_1^* \ln p_{t-1,1} + \hat{\beta}_2 \Delta \ln p_{t,2} - \hat{\alpha}\hat{\beta}_2^* \ln p_{t-1,2} \\ &+ \hat{\beta}_3 \Delta \ln y_t - \hat{\alpha}\hat{\beta}_3^* \ln y_{t-1} + (1 - \hat{\alpha}) \ln q_{t-1}\end{aligned}\quad (3)$$

Para proyectar un período hacia adelante del último valor observado, la bibliografía admite dos posibilidades. En la primera (proyección estática) simplemente se reemplaza, en la expresión anterior, los términos en $t - 1$ por términos en t para estimar $\ln q_{t+1}$. En la segunda (proyección dinámica) se procede del mismo modo salvo que en el último término, en vez de reemplazar $\ln q_{t-1}$ por $\ln q_t$, éste se reemplaza por su estimación en t , es decir $\widehat{\ln q_t}$.

- Los 18 rubros asociados provisoriamente con un proceso ARDL también fueron ajustados a precios e ingreso en cuatro versiones alternativas. Lógicamente, al conjunto de variables exógenas antes mencionado se le agregó un término autorregresivo de primer orden y su significatividad se probó a través de la prueba t estándar. De los 18 rubros, en uno solo (“semillas y frutos oleaginosos”) las elasticidades no resultaron significativas y el rubro debió ser evaluado nuevamente como candidato a modelar por corrección de errores. En otros dos casos (“pescados y mariscos sin elaborar” y “café, té, yerba mate y especias”)

el término autorregresivo no resultó significativo por lo cual se infirió que el verdadero proceso generador de datos era una regresión estándar. La forma analítica del modelo ARDL es

$$\ln q_t = \mu + \beta_1 \ln p_{t,1} + \beta_2 \ln p_{t,2} + \beta_3 \ln y_t + \phi_1 \ln q_{t-1} + \xi_t, \quad (4)$$

donde los parámetros β_j tienen el mismo significado que en el modelo ECM. De hecho, el modelo ECM es una reparametrización del modelo ARDL. Para verlo con más claridad expresemos este último en diferencias

$$\Delta \ln q_t = \Delta \mu + \beta_1 \Delta \ln p_{t,1} + \beta_2 \Delta \ln p_{t,2} + \beta_3 \Delta \ln y_t + \phi_1 \Delta \ln q_{t-1} + \Delta \xi_t. \quad (5)$$

Dejamos $\Delta \mu$ señalado aunque en principio este término debería ser nulo. Por otra parte, la diferencia del término autorregresivo puede escribirse como

$$\begin{aligned} \Delta \ln q_{t-1} &= \ln q_{t-1} - \ln q_{t-2} \\ &= \ln q_{t-1} - \frac{1}{\phi_1} (\ln q_{t-1} - \mu - \beta_1 \ln p_{t-1,1} - \beta_2 \ln p_{t-1,2} - \beta_3 \ln y_{t-1} - \xi_{t-1}) \end{aligned} \quad (6)$$

Luego de alguna manipulación, y asumiendo que $\phi_1 < 1$, el lado derecho de la expresión se puede escribir

$$\frac{\phi_1 - 1}{\phi_1} \left(\ln q_{t-1} - \frac{\mu}{1 - \phi_1} - \frac{\beta_1}{1 - \phi_1} \ln p_{t-1,1} - \frac{\beta_2}{1 - \phi_1} \ln p_{t-1,2} - \frac{\beta_3}{1 - \phi_1} \ln y_{t-1} - \frac{\xi_{t-1}}{1 - \phi_1} \right)$$

de manera que llamando $\alpha = \phi_1 - 1$, y $\beta_j^* = \beta_j / (1 - \phi_1)$ el modelo ARDL toma la forma equivalente

$$\begin{aligned} \Delta \ln q_t &= \Delta \mu + \beta_1 \Delta \ln p_{t,1} + \beta_2 \Delta \ln p_{t,2} + \beta_3 \Delta \ln y_t + \\ &+ \alpha (\ln q_{t-1} - \mu^* - \beta_1^* \ln p_{t-1,1} - \beta_2^* \ln p_{t-1,2} - \beta_3^* \ln y_{t-1}) + \xi_t. \end{aligned} \quad (7)$$

Nótese que, como se había adelantado, ϕ_1 debe ser menor a 1 para garantizar convergencia a largo plazo. Nótese también que en una hipotética situación equilibrio $\ln q_t = \ln q_{t-1} = \dots = \ln \tilde{q}$ y $\ln p_{t,j} = \ln p_{t-1,j} = \dots = \ln \tilde{p}_j$, de modo que los términos de diferencias se cancelan y el modelo ARDL se reescribe

$$\ln \tilde{q} = \frac{\mu}{1 - \phi_1} + \frac{\beta_1}{1 - \phi_1} \ln \tilde{p}_1 + \frac{\beta_2}{1 - \phi_1} \ln \tilde{p}_2 + \frac{\beta_3}{1 - \phi_1} \ln \tilde{y} + \frac{\xi_{t-1}}{1 - \phi_1}. \quad (8)$$

Mediante esta expresión es evidente que los parámetros β_j^* representan efectos de largo plazo y los β_j efectos de corto plazo y que estos últimos son comparables con los parámetros del modelo ARDL. En nuestro caso particular, los efectos de largo y de corto plazo son además elasticidades de demanda. El lector hallará más detalles sobre el modelo ECM y su relación con el modelo ARDL en [2, pp. 358-363]. Conviene llamar la atención sobre el hecho de que algunos autores (por ejemplo [7]) agregan variables explicativas en la componente de corto plazo que no están presentes en la de largo plazo. Si bien el agregado de variables adicionales no invalida el ECM, éste ya no es una reparametrización del modelo ARDL y, por lo tanto, las elasticidades de uno y otro dejan de ser comparables, al igual que la especificación del error. Otros autores, en cambio, retienen las mismas variables en la componente de corto y en la de largo plazo, independientemente que estén sustentadas en la teoría económica. Véase [1] por ejemplo.

3 Resultados

El cuadro 1 muestra las elasticidades precio e ingreso de corto plazo, estimadas para 39 rubros de exportación y 5 grandes rubros. En general, todas las elasticidades exhiben el signo que cabía esperar de acuerdo a la teoría económica. La única excepción es el rubro “productos químicos y conexos” cuya elasticidad precio es positiva y significativa. Este resultado podría explicarse por el comportamiento de algún producto atípico dentro del rubro, pero al no disponer de una apertura mayor esta hipótesis queda pendiente de verificación. La inspección del mismo cuadro permite apreciar también que en la mayoría de los rubros (28 de los 44) el TCRB-Brasil es la variable que mejor representa el precio de bienes sustitutos y complementarios, así como el PIB de Brasil (en 16 casos de los 28 rubros) es la que mejor representa el ingreso del consumidor. Una inspección detallada del signo de la elasticidad precio cruzada del TCRB-Brasil evidencia que el TCRB opera como precio sintético de bienes sustitutos (elasticidad precio cruzada positiva) y sólo en unos pocos casos (“semillas y frutos oleaginosos”, “fibra de algodón” y “residuos y desperdicios de la industria alimenticia”) opera como precio de bienes complementarios. Lo mismo ocurre en aquellos rubros en que el índice general de precios de exportación se utiliza como precio *proxy* de bienes sustitutos y complementarios. Salvo “lanas sucias” y “café, té, yerba mate y especias”, el índice de precios de la canasta completa de bienes exportados aparece como precios de bienes sustitutos. Este resultado debe interpretarse como evidencia de que la canasta de exportación incluye al menos un rubro sustituto del rubro en cuestión. Cabe aclarar que los índices de precios de cada rubro no son un agregado de los precios implícitos que surgen del registro de exportación, sino índices contruidos por la DNSE a partir de series de precios internacionales de los principales productos de cada rubro. En consecuencia, las elasticidades precios nulas (no significativas) podrían evidenciar defectos en la selección de las series que componen el índice del rubro, o que efectivamente la elasticidad precio sea nula en el corto plazo.

El cuadro 2 muestra las elasticidades de demanda de largo plazo, es decir, las elasticidades obtenidas en la primera etapa de la estimación de parámetros en modelos ECM. Se puede ver que, entre las elasticidades precio significativamente distintas de cero, “productos químicos” exhibe signo positivo también en el largo plazo; todas las elasticidades precio cruzadas son positivas; y, que 6 de 13 elasticidades ingreso son negativas. Todas estas elasticidades son además mayores que su contraparte de corto plazo en valor absoluto, como cabía esperar. Las elasticidades de largo plazo de los modelos ARDL se pueden calcular a partir del cuadro 1 como el cociente entre la elasticidad de corto plazo y el complemento del coeficiente de autocorrelación, es decir, $\hat{\beta}_j^* = \hat{\beta}_j / (1 - \hat{\phi}_1)$. Por ejemplo, la elasticidad precio de largo plazo de frutas frescas es $-0,2099 / (1 - 0,4458) = -0,3787$.

La comparación de las elasticidades de productos relacionados muestra similitudes notables. Por ejemplo, la elasticidad precio de corto plazo de pescados y mariscos frescos versus procesados ($-0,91$ vs $-0,86$) o productos plásticos versus productos de caucho ($-0,34$ vs $-0,39$); o la elasticidad precio de largo plazo de miel versus azúcar y confituras ($-0,59$ vs $-0,68$). Estas coincidencias sugieren que la reclasificación de rubros por finalidad podría ser útil para estimar elasticidades por conceptos afines e incluso predecir las elasticidades de bienes que no acreditan una larga trayectoria de exportación continua. Por otra parte, llama la atención el cambio de signo de la elasticidad ingreso de ciertos rubros. Por ejemplo, la elasticidad de minerales metalíferos pasa de 4,68 en el corto plazo a $-4,61$ en el largo plazo, y la de textiles y confecciones pasa de 3,34 a $-4,25$ en el largo plazo; en ambos casos las elasticidades son significativas. Cambios tan drásticos en signo y magnitud son difíciles de explicar, especialmente cuando el “largo plazo” es tan solo un trimestre atrás. Desde el punto de vista de la proyección, estos cambios operan ponderando más el ingreso rezagado que el actual. Por ejemplo, si la elasticidad

ingreso de corto plazo de un bien cualquiera fuera 1 y la de largo plazo fuera -1, las ponderaciones del ingreso actual y rezagado en la expresión (3) serían (*ceteris paribus*)

$$\widehat{\ln q_t} = \text{cte.} + \ln y_t - (1 + |\hat{\alpha}|) \ln y_{t-1} + (1 + |\hat{\alpha}|) \ln q_{t-1}.$$

En cambio, si las elasticidades de corto y de largo plazo fueran iguales las ponderaciones serían

$$\widehat{\ln q_t} = \text{cte.} + \ln y_t - (|\hat{\alpha}| - 1) \ln y_{t-1} + (1 + |\hat{\alpha}|) \ln q_{t-1}$$

donde $|\hat{\alpha}| \approx 0,35$.

4 Comentario final

En la introducción planteamos un modelo simple motivados por la proyección de exportaciones bajo distintos escenarios de precios e ingreso del importador, siendo el objetivo principal del trabajo estimar las elasticidades de la matriz \mathbf{A} del modelo (1). Para ello modelamos las funciones de demanda como procesos ECM, ARDL y en unos pocos casos como regresiones estándar. Mediante esta modelación obtuvimos elasticidades de corto y largo plazo. Si bien estas elasticidades pueden utilizarse para proyectar exportaciones bajo diversos escenarios de precios e ingreso hipotéticos a partir de situaciones de equilibrio, en la práctica la proyección de exportaciones se realiza a partir de series de precios e ingreso con la pretensión de pronosticar uno o más períodos hacia adelante del último dato disponible, para lo cual se requiere interpretar el modelo (1) en el contexto de los procesos ECM y ARDL. En relación al proceso de corrección de errores, excluyendo la situación trivial en que el parámetro de corrección α es nulo, los precios \mathbf{p}_t^* y el ingreso y_t^* del modelo (1) son una combinación lineal del valor actual y del primer rezago de los precios e ingreso, en tanto que el término de “holgura” es la cantidad exportada en el período anterior más un *shock* estocástico. Es decir, llamando

$$\begin{cases} p_{jt}^* = \ln p_{t,j} - (1 + \alpha) \ln p_{t-1,j} \\ y_t^* = \ln y_t - (1 + \alpha) \ln y_{t-1,j} \\ \epsilon_t = (1 - \alpha) \ln q_{t-1} + \nu_t. \end{cases} \quad (9)$$

los modelos (1) y (2) son equivalentes. En el contexto del modelo ARDL, la interpretación de (1) es más directa: los precios y el ingreso son idénticos a los de este modelo pero el término de “holgura” es la suma de una componente autorregresiva de primer orden y un *shock* estocástico. Es decir, $\epsilon_t = \xi_t + \phi_1 \ln q_{t-1}$. Estas equivalencias, en su versión estimada son perfectamente válidas para proyectar la demanda, aunque en práctica conviene se suele utilizar la versión (3) proyecciones estáticas o dinámicas.

El modelo (1) tiene una utilidad adicional: permite realizar ajustes finos (*fine tuning*) de las elasticidades estimadas a fin de satisfacer restricciones impuestas por la teoría económica. Por ejemplo, en rigor la suma de elasticidades y la ordenada al origen μ_i deben sumar a la unidad si se trabaja en niveles, o cero si se trabaja en logaritmos, ya que por definición el modelo se reduce a $\mathbf{1}_{39 \times 1} = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A} \mathbf{1}_{5 \times 1}$ en el período base. También se deben satisfacer las condiciones $\boldsymbol{\mu} \geq \mathbf{0}_{39 \times 1}$ y $\mathbf{a}_1 \leq \mathbf{0}_{39 \times 1}$, por ejemplo. Este ajuste es posible resolviendo el programa lineal del tipo

$$\min \left\{ \mathbf{0}'_{234} \text{vec}([\hat{\boldsymbol{\mu}}, \mathbf{A}]) + \mathbf{1}'_{234} \mathbf{e}^+ + \mathbf{1}'_{234} \mathbf{e}^- \right\} \quad \text{s. a} \quad \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{234} & \mathbf{u}' \otimes \mathbf{I}_{234} \\ \mathbf{R} & \mathbf{0} \\ \mathbf{v} & \mathbf{0} \\ \mathbf{w} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{vec}([\hat{\boldsymbol{\mu}}, \mathbf{A}]) \\ \mathbf{e}^+ \\ \mathbf{e}^- \end{bmatrix} \begin{matrix} = \\ = \\ \geq \\ \leq \end{matrix} \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{\mu}} \\ \text{vec}(\mathbf{B}) \\ \mathbf{1}_{39} \\ \mathbf{0}_{39} \\ \mathbf{0}_{39} \end{bmatrix}$$

donde $\text{vec}([\hat{\boldsymbol{\mu}}, \mathbf{A}])$ es un vector de elasticidades ajustadas, $\text{vec}([\hat{\boldsymbol{\mu}}, \mathbf{B}])$ es un vector de parámetros estimados por ECM o ARDL, \mathbf{e}^+ y \mathbf{e}^- son vectores de discrepancias en valor absoluto, $\mathbf{u}' = [-1, 1]$, $\mathbf{R} = \mathbf{1}'_6 \otimes \mathbf{I}_{39}$, $\mathbf{v} = [\mathbf{1}'_{39}, \mathbf{0}'_{195}]$ y $\mathbf{w} = [\mathbf{0}'_{39}, \mathbf{1}'_{39}, \mathbf{0}'_{156}]$. Lógicamente, es posible ampliar la matriz de restricciones para incorporar otra información disponible sobre las elasticidades. El ajuste fino de elasticidades debe hacerse con precaución para no distorsionar excesivamente las estimaciones originales. Sólo por citar un ejemplo, sería desaconsejable introducir una restricción de negatividad sobre la elasticidad precio de “productos químicos” ya que ésta resultó significativamente positiva. El ajuste fino no reemplaza la investigación de las causas por las que la elasticidad estimada tiene signo opuesto al sugerido por la teoría.

Cuadro 1: Elasticidades de demanda de corto plazo de bienes exportados por Argentina. Los asteriscos indican significatividad al 5%. β_1 es la elasticidad precio, β_2 es la elasticidad precio cruzada y β_3 la elasticidad ingreso. GRAL=índice general de precios, BR=Brasil y W=resto del mundo. Los modelos con el supraíndice + indica que se trata del modelo original.

Cód.	Rubros	Modelo	$\hat{\mu}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2^{\text{GRAL}}$	$\hat{\beta}_2^{\text{BR}}$	$\hat{\beta}_3^{\text{W}}$	$\hat{\beta}_3^{\text{BR}}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\phi}_1$
0	Nivel General	ARDL	0,6551	0,0396	-	0,1528*	0,2206*	-	-	0,4505*
1	Productos Primarios	ARDL	-1,3917	-0,0865	-	0,1183	0,7325*	-	-	0,5449*
2	MOA	ARDL	1,5208*	-0,6405*	0,6642*	-	0,3113*	-	-	0,3453*
3	MOI	ECM ⁺	0,8339	-0,8468*	0,4840*	-	-	0,4325	-	0,7622*
4	Combust. y energía	ECM	-0,0071	-0,3525*	-	0,2555	-	-0,5481	-0,3868*	-
102	Pescados, mariscos	Reg	-5,3392*	-0,9102*	0,3145*	-	2,5835*	-	-	0,1691
103	Miel	ECM	0,0112	-0,4881*	-	0,5384*	-0,3110	-	-0,6198*	-
104	Hortalizas y leg.	ARDL	-1,0797	-0,4274*	0,3846	-	0,6770*	-	-	0,6159*
105	Frutas frescas	ARDL	6,3168*	-0,2099*	0,3081*	-	-0,8858*	-	-	0,4458*
106	Cereales	ARDL	-1,6029	-0,1748	0,0997	-	0,7364*	-	-	0,6868*
107	Semillas oleaginosas	ARDL ⁺	-0,0048	0,4233	-	-3,7204*	-	-3,6664	-0,8752*	-
108	Tabaco sin elaborar	ARDL	3,2923	-0,2145*	-	0,1480	-0,0672	-	-	0,4349*
109	Lanas sucias	ARDL	-3,3515	-0,1228	-0,9802*	-	-	2,1950*	-	0,5812*
110	Fibra de algodón	ARDL	-3,7138	0,5760	-	-1,1024*	-	1,6738	-	0,6260*
111	Minerales metalíf.	ECM	-0,0262	-1,0615*	-	1,2008*	4,6804*	-	-0,3320*	-
199	Otros primarios	ECM ⁺	-8,0253*	-0,8242*	-	0,2591*	-	2,4576*	-	0,8139*
201	Carnes y sus prep.	ECM	0,0109	-0,9590*	-	0,5504*	1,2482	-	-0,3580*	-
202	Pescados proc.	ECM	-0,0071	-0,8629*	-	0,6081*	-	1,6042*	-0,4661*	-
203	Productos lácteos	ECM	0,0047	-0,2587*	-	-0,0800	-	1,2144	-0,3189*	-
205	Frutas secas o proc.	Reg	0,7165	-0,6457*	-	0,0668	-	0,8816*	-	0,5702*
206	Café, té, yerba mate	ARDL	-1,9597	-0,1866*	-0,2130*	-	-	1,6815*	-	0,1143
207	Prod. de molinería	ECM	0,0076	-0,7405*	1,1577*	-	-	-0,0108	-0,2493*	-
208	Grasas y aceites	ECM	0,0082	0,1754	-	0,0603	-	-1,8341*	-0,4741*	-
209	Azucar y confituras	ECM	-0,0345	-0,3620	-	-0,0264	5,6015*	-	-0,2953*	-
210	Prep. de leg. y hort.	ECM	-0,0032	-0,0954	-	0,3098*	1,5327*	-	-0,2163*	-
211	Bebidas, alcohólicas	ECM	0,0101	-0,5623*	0,2618	-	-	0,8465*	-0,1928*	-
212	Resid. ind. aliment.	ARDL	-1,0775	-0,2954*	-	-0,1073*	-	1,2180*	-	0,4144*
213	Extrac., almid., etc.	ECM ⁺	8,8804*	0,3181	0,9027*	-	-	-2,9097*	-	0,8217*
214	Pieles y cueros	ARDL	0,3913	0,0269	-	0,1531*	-	0,0176	-	0,7128*
215	Lanas elaboradas	ECM	-0,0159	0,2475	-	0,5036*	-	2,2690*	-0,3574*	-
302	Productos químicos	ECM	-0,0007	0,3786*	-	0,2543*	-	0,6857*	-0,6880*	-
303	Prod. plásticos	Reg	7,5390*	-0,3418*	0,3068*	-	-0,8866*	-	-	0,2991*
304	Prod. de caucho	ARDL	-1,7785	-0,3934*	-	0,6999*	-	0,8085*	-	0,2649*
306	Papel, cartón y pub.	ECM ⁺	2,9536*	0,0563	0,2512*	-	-	-0,8020*	-	0,8700*
307	Textiles y confec.	ECM	-0,0381*	-0,8991*	0,9526*	-	3,3394*	-	-0,2697*	-
310	Metales preciosos	ECM	0,0173	0,3800	-	0,2862	-	2,5220*	-0,3347*	-
311	Prod. metálicos	ECM ⁺	0,0241	-0,0466	-	0,2921*	0,0947	-	-	0,6426*
312	Máquinas en gral.	ECM ⁺	1,7186	-1,0582*	-	0,2489*	-	0,7011*	-	0,7308*
313	Material de transp.	ECM	-0,0556*	1,4821	1,2419*	-	8,3146*	-	-0,2547*	-
401	Petróleo crudo	ECM	-0,0008	-0,5348*	-	0,6523	-0,8967	-	-0,5149*	-
402	Carburantes	ARDL	1,8143	-0,1701*	-	0,4299*	-0,3116	-	-	0,6405*
403	Grasas y lubricantes	ECM	-0,0134	-1,5997*	1,8597*	-	-1,0386	-	-0,3518*	-
404	Gases de petróleo	ECM	-0,0070	-0,1506	-	0,1043	-	-1,7064*	-0,6749*	-
499	Resto de combust.	ECM	-0,0123	-0,2530*	9	-	0,3731	0,9484	-	-0,2933*

Cuadro 2: Elasticidades de demanda de largo plazo de bienes exportados por Argentina. Los asteriscos indican significatividad al 5 %. β_1 es la elasticidad precio, β_2 es la elasticidad precio cruzada y β_3 la elasticidad ingreso. GRAL=índice general de precios, BR=Brasil y W=resto del mundo. Los modelos con el supraíndice + indica que se trata del modelo original.

Cód.	Rubros	Modelo	$\hat{\mu}^*$	$\hat{\beta}_1^*$	$\hat{\beta}_2^{*GRAL}$	$\hat{\beta}_2^{*BR}$	$\hat{\beta}_3^{*W}$	$\hat{\beta}_3^{*BR}$
0	Nivel General	ARDL	-	-	-	-	-	-
1	Productos Primarios	ARDL	-	-	-	-	-	-
2	MOA	ARDL	-	-	-	-	-	-
3	MOI	ECM ⁺	-	-	-	-	-	-
4	Combust. y energía	ECM	17,0849*	0,0552	-	0,5383*	-	-3,2818*
102	Pescados, mariscos	ARDL ⁺	-6,5647*	-1,0267*	0,3339*	-	3,1186*	-
103	Miel	ECM	3,7842*	-0,5906*	-	0,2229*	0,5742*	-
104	Hortalizas y leg.	ARDL	-	-	-	-	-	-
105	Frutas frescas	ARDL	-	-	-	-	-	-
106	Cereales	ARDL	-	-	-	-	-	-
107	Semillas oleaginosas	ARDL ⁺	1,3162	-0,6166	-	0,0773	-	1,2552
108	Tabaco sin elaborar	ARDL	-	-	-	-	-	-
109	Lanas sucias	ARDL	-	-	-	-	-	-
110	Fibra de algodón	ARDL	-	-	-	-	-	-
111	Minerales metalíf.	ECM	27,8629*	-0,1421	-	-0,1789	-4,6184*	-
199	Otros primarios	ECM ⁺	-	-	-	-	-	-
201	Carnes y sus prep.	ECM	-12,0151*	-1,1002*	-	1,0237*	3,6631*	-
202	Pescados proc.	ECM	3,5470*	-0,8585*	-	0,8963*	-	0,1799
203	Productos lácteos	ECM	-1,1366	-0,3404*	-	0,1464	-	1,4000*
205	Frutas secas o proc.	Reg	-1,8949	-1,0905	-	0,2887	-	2,2398
206	Café, té, yerba mate	ARDL ⁺	-1,4044*	-0,1882*	-0,1922	-	-	1,6593*
207	Prod. de molinería	ECM	4,9678*	-0,1451	1,3110*	-	-	-1,1771
208	Grasas y aceites	ECM	8,2103*	-0,0518	-	-0,0829	-	-0,5886
209	Azúcar y confituras	ECM	8,9941*	-0,6866*	-	0,3062	-0,5065	-
210	Prep. de leg.y hort.	ECM	1,0235	0,3493*	-	0,3693*	0,1053	-
211	Bebidas alcoholicas	ECM	-1,9081	-0,5245*	0,5533*	-	-	1,4132*
212	Resid. ind. aliment.	ARDL	-	-	-	-	-	-
213	Extrac., almid., etc.	ECM ⁺	-	-	-	-	-	-
214	Pieles y cueros	ARDL	-	-	-	-	-	-
215	Lanas elaboradas	ECM	3,8406*	-0,1368	-	0,7651*	-	-0,4784
302	Productos químicos	ECM	0,9420	0,2674*	-	0,0585*	-	0,4582*
303	Prod. plásticos	Reg	10,2731	-0,4237	0,4026	-	-1,1933	-
304	Prod. de caucho	ARDL	-	-	-	-	-	-
306	Papel, cartón y pub.	ECM ⁺	-	-	-	-	-	-
307	Textiles y confec.	ECM	22,7866*	-1,2724*	1,5998*	-	-4,2455*	-
310	Metales preciosos	ECM	-	-	-	-	-	-
311	Prod. metálicos	ECM ⁺	2,6610	-0,0505	-	0,6157*	-0,1646	-
312	Máquinas en gral.	ECM ⁺	-	-	-	-	-	-
313	Material de transp.	ECM	0,7054	-0,0074	1,8193*	-	-0,9179*	-
401	Petróleo crudo	ECM	8,9527*	-0,6120*	-	0,7365*	-1,1402	-
402	Carburantes	ARDL	-	-	-	-	-	-
403	Grasas y lubricantes	ECM	23,9098*	-0,9548*	0,1800	-	-3,3495*	-
404	Gases de petróleo	ECM	16,9264*	-0,1200	-	0,6195*	-	-3,1409*
499	Resto de combust.	ECM	6,9962*	10-0,4098*	-	0,1951	-0,4038	-

Referencias

- [1] Alborno, M. (2018) Elasticidades del comercio exterior en América Latina. Estimaciones para 1993-2014. Ciclos. Año 29, Nro. 50, enero-junio 2018, pp.61-86.
- [2] Asteriou, D. y S. Hall (2011) Applied Econometrics. 2nd Edition. Palgrave MacMillan.
- [3] Frank, L. (2020). Nota metodológica sobre la proyección de exportaciones de productos agro-industriales. Revisión 2020. MPRA Paper No. 111427. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/111427/>
- [4] Frank, L. (2021). Nota metodológica sobre la proyección de exportaciones de productos agro-industriales. Revisión 2021. MPRA Paper No. 112283. Disponible en <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/112283/>
- [5] MacKinnon, J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. Chapter 13 in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger. Oxford, Oxford University Press.
- [6] MacKinnon, James G. (2010). Critical values for cointegration tests, Queen's Economics Department Working Paper, No. 1227, Queen's University, Department of Economics, Kingston (Ontario).
- [7] 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. CEI.
- [8] Zack, G. y D. Dalle (2016). Elasticidades de comercio exterior de la Argentina (segunda parte): desagregando por socio comercial. Revista Argentina de Economía Internacional. Nro. 5. CEI.

Cuadro 3: Especificaciones para la desestacionalización de cantidades con X13-ARIMA. TD = cantidad de días hábiles respecto de los domingos. LOQ = largo del trimestre. MAPE = *mean absolute percetage error*. Iter.= cantidad de iteraciones hasta convergencia.

Código	Transf.	Modelo	Const.	TD	LOQ	Pascua	Outliers	MAPE	Iter.
0	log	(0 0 0) (1 1 1)	si	si	no	no	LS2013.3	6,07	24
1	–	(3 0 3) (0 1 1)	si	si	no	si	–	10,84	74
2	–	(2 0 3) (2 1 0)	no	si	no	si	–	5,65	55
3	–	(3 0 2) (2 0 1)	si	si	si	no	TC2020.2	13,29	118
4	–	(0 1 2) (2 1 2)	si	si	no	no	–	16,65	30
102	–	(3 0 2) (2 0 2)	si	si	no	si	LS2006.1	11,64	47
103	log	(3 1 2) (0 0 2)	no	no	no	no	–	9,97	58
104	–	(3 0 2) (1 0 2)	si	no	no	no	–	15,37	32
105	log	(3 1 3) (1 1 1)	no	si	si	no	–	9,49	42
106	–	(2 1 0) (0 1 1)	no	no	si	si	LS2013.3 TC2020.4	10,02	10
107	log	(3 0 2) (0 0 0)	si	si	si	no	AO2018.3	23,37	23
108	–	(3 0 2) (2 0 2)	si	si	si	no	–	21,66	121
109	log	(0 0 0) (2 1 2)	si	no	no	no	–	36,45	16
110	log	(3 0 2) (1 0 1)	si	no	si	no	LS2010.1	55,18	1353
111	log	(2 0 3) (0 1 2)	si	si	no	si	–	59,68	254
199	log	(0 1 1) (2 1 0)	no	no	no	no	LS2010.1 LS2012.1	7,49	22
201	–	(0 0 0) (2 0 1)	si	no	si	no	LS2010.3 LS2018.1 LS2019.1	7,27	10
202	log	(2 0 3) (1 1 0)	si	si	no	no	–	10,52	273
203	–	(0 0 0) (1 0 2)	si	no	no	no	–	14,57	23
205	log	(0 0 3) (1 1 2)	no	si	no	si	LS2005.1	8,15	120
206	–	(0 0 2) (0 0 2)	si	si	si	no	AO2017.1	3,7	42
207	log	(2 1 2) (2 0 2)	no	no	si	no	TC2012.1	8,76	430
208	–	(3 0 3) (0 1 1)	no	si	no	si	–	10,3	69
209	log	(1 0 3) (0 1 2)	no	si	no	no	–	15,15	60
210	log	(1 0 1) (1 1 2)	no	si	no	no	AO2008.3	9,84	48
211	log	(3 1 0) (2 0 2)	no	no	si	no	–	1,82	26
212	–	(3 0 3) (2 1 0)	si	si	no	si	–	9,14	190
213	–	(2 0 2) (0 1 1)	si	si	no	si	LS2007.4 TC2009.1 LS2010.1 LS2012.1 AO2015.2	11,46	
214	–	(2 0 2) (2 0 2)	si	si	si	si	LS2020.2	8,14	108
215	–	(2 0 2) (2 0 2)	si	si	si	no	–	18,52	156
302	–	(3 0 0) (1 0 2)	si	si	si	no	–	7,08	62
303	–	(3 0 1) (1 0 2)	si	si	no	no	–	11,69	62
304	log	(3 0 3) (1 1 1)	no	si	no	no	AO2005.3 LS2015.1 TC2020.2	8,25	43
306	log	(3 0 3) (2 0 1)	si	no	no	no	–	11,39	21
307	log	(1 0 2) (2 0 2)	si	si	si	no	TC2020.2	11,06	65
310	–	(3 0 2) (0 0 2)	si	si	si	no	–	20,5	124
311	–	(1 0 0) (2 1 2)	si	si	no	no	–	15,91	28
312	–	(2 0 1) (0 0 2)	si	no	si	no	–	18,14	49
313	–	(3 0 3) (0 1 1)	no	no	no	no	TC2020.2	18,07	214
401	–	(2 1 3) (1 1 1)	si	si	no	si	LS2008.3 TC2020.2	89,15	45
402	log	(2 0 3) (2 0 1)	si	no	no	no	–	17,18	22
403	–	(3 0 3) (0 1 1)	no	si	no	si	–	10,3	24
404	–	(1 1 0) (2 1 2)	no	si	no	no	TC2007.3	15,51	64
499	log	(3 1 3) (2 1 1)	si	si	si	si	–	19,01	63

Cuadro 4: Especificaciones para la desestacionalización de precios con X13-ARIMA. TD = cantidad de días hábiles respecto de los domingos. LOQ = largo del trimestre. MAPE = *mean absolute percetage error*. Iter.= cantidad de iteraciones hasta convergencia.

Código	Transf.	Modelo	Const.	TD	LOQ	Pascua	Outliers	MAPE	Iter.
0	log	(2 0 3) (1 0 1)	si	no	no	si	TC2008.3	5,24	83
1	log	(2 0 1) (1 0 1)	si	si	si	no	AO2008.1	10,11	41
2	–	(2 0 0) (2 0 0)	si	si	no	no	LS2009.2	4,51	14
3	log	(3 0 3) (2 0 0)	si	si	no	no	–	4,79	48
4	–	(2 0 3) (2 1 0)	no	si	no	no	TC2008.4 AO2020.1	23,51	50
102	log	(3 0 2) (1 0 0)	si	si	si	si	LS2004.3 LS2008.1	7,36	29
103	–	(1 0 3) (2 0 2)	si	si	no	no	–	7,31	159
104	log	(2 0 0) (0 1 0)	no	si	si	no	LS2008.2 TC2008.3 TC2010.3 TC2014.3 AO2016.2 AO2017.3	7,21	5
105	log	(3 0 2) (0 1 1)	no	no	no	no	TC2008.2	6,6	52
106	log	(2 1 3) (1 1 2)	no	si	no	no	–	9,98	44
107	log	(3 1 3) (1 1 1)	no	no	si	si	LS2020.4	7,06	24
108	log	(3 0 3) (0 0 1)	si	si	no	si	TC2011.4	6,95	38
109	log	(3 0 3) (2 0 2)	si	si	si	no	LS2009.4	10,01	50
110	log	(2 0 3) (1 1 2)	no	si	no	si	–	64,82	101
111	–	(2 0 1) (1 1 1)	no	si	no	no	LS2006.2 AO2007.1 LS2008.4 LS2020.3	26,46	83
199	–	(2 1 2) (0 1 1)	si	si	no	no	LS2011.2	2,41	133
201	log	(2 0 1) (2 0 2)	si	si	no	no	AO2010.3	12,69	33
202	log	(3 0 1) (0 0 2)	si	no	si	no	LS2009.1	6,35	47
203	–	(0 0 0) (1 0 2)	si	si	si	no	LS2007.3 TC2009.1 LS2013.3 TC2015.1 LS2015.4 LS2019.2	4,46	26
205	–	(3 0 1) (2 0 2)	si	no	si	no	–	7,49	204
206	log	(1 1 0) (2 1 2)	no	no	no	si	LS2005.2 LS2014.4	3,18	422
207	log	(0 0 2) (2 1 1)	si	si	no	si	LS2007.4	8,47	57
208	log	(3 0 2) (2 0 0)	si	si	no	no	TC2009.1	10,67	17
209	log	(3 0 2) (0 0 2)	si	no	no	no	–	8,02	39
210	log	(3 0 1) (1 0 1)	si	no	si	no	–	5,66	61
211	log	(3 0 2) (2 0 2)	si	si	si	no	LS2020.1	3,49	131
212	log	(1 0 1) (2 0 0)	si	si	si	no	LS2010.3	6,19	31
213	log	(2 1 2) (0 1 1)	no	si	no	no	LS2009.1	2,53	55
214	–	(3 0 1) (1 0 2)	si	si	no	no	–	7,45	67
215	log	(1 0 3) (0 0 1)	si	no	si	no	–	10,47	47
302	log	(0 0 3) (2 0 2)	si	si	no	si	LS2007.4	8,28	25
303	–	(3 1 1) (2 0 1)	no	no	no	no	LS2009.1	14,27	37
304	–	(2 0 2) (2 0 0)	si	si	no	no	AO2005.3 TC2008.3 LS2011.3	8,85	19
306	log	(2 0 2) (1 0 0)	si	si	no	no	–	4,17	27
307	log	(2 0 2) (2 1 0)	si	no	no	no	–	9,2	25
310	log	(3 1 3) (2 0 0)	no	si	si	no	–	6,42	27
311	–	(3 0 3) (0 1 1)	no	si	no	no	LS2009.2	7,33	110
312	log	(2 0 2) (2 1 1)	si	si	no	no	–	0,8	84
313	log	(2 1 3) (0 0 2)	no	si	si	no	–	1,89	68
401	–	(3 1 2) (2 1 2)	no	si	no	no	LS2008.4	49,63	177
402	–	(2 0 2) (2 1 2)	si	si	si	si	LS2008.4 LS2015.1 TC2020.2	32,69	79
403	–	(3 0 3) (1 1 2)	no	si	no	si	–	15,71	32
404	log	(3 0 3) (1 0 1)	si	si	si	no	AO2008.3	20,99	80
499	log	(3 1 1) (2 0 2)	no	si	no	no	–	17,26	130