

ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ECONOMÍA AGRARIA

Elasticidades de la Demanda Mundial de Quesos Argentinos: Un Enfoque Uniecuacional con Datos de Panel

Rodrigo García Arancibia

Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL-FCE-UNL) & CONICET, Santa Fe, Argentina.
(Moreno 2557. S3000CVE - Santa Fe. Santa Fe. Argentina. Tel. (54) 0342 - 4571180-int: 168. email:
rgarcia@fce.unl.edu.ar)

Edith Depetris Guiguet

Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL-FCE-UNL), Santa Fe, Argentina. (email:
eguiguet@fce.unl.edu.ar)

Gustavo Rossini

Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL-FCE-UNL), Santa Fe, Argentina. (email:
grossini@fce.unl.edu.ar)

Categoría del Trabajo: Comunicación tipo “A”.

Eje Temático: Economía de la producción, demanda y oferta de alimentos.

Elasticidades de la Demanda Mundial de Quesos Argentinos: Un Enfoque Uniecuacional con Datos de Panel

Resumen

El objetivo del presente trabajo es obtener una función de demanda internacional de los quesos exportados por Argentina *vis à vis* sus competidores. En base al enfoque teórico de Armington (1969), se presenta un modelo para estudiar la demanda de los principales países importadores de quesos argentinos en función del precio relativo. Para su implementación empírica, se propone una especificación econométrica para datos de panel contemplando el período 1999-2013. El modelo es estimado utilizando modelos de efecto fijos (convencional y filtrado) y efectos aleatorios, con una estructura AR(1) para los errores. De los parámetros estimados se obtiene la elasticidad de sustitución, la elasticidad -precio propia y cruzada para los quesos en los mercados mundiales relevantes para Argentina. Tales medidas constituyen una información valiosa para el conocimiento de la respuesta de los compradores mundiales ante diferentes medidas de política o shocks exógenos que pudieran alterar los precios relativos pagados por los importadores.

Palabras Clave: *Modelo de Armington * Elasticidad de Sustitución Constante *Elasticidad-Precio *Efectos Fijos * Efectos Aleatorios.

World Demand Elasticities of Argentine Cheeses: A Single Equation Panel Data Approach

Abstract

The aim of this paper is to obtain the world demand for cheese exported by Argentina *vis-à-vis* its competitors. Based on the Armington approach, a theoretical model is presented to study the import demand of major importing countries of argentine cheeses as a function of its relative price. For empirical implementation, an econometric specification for panel data is proposed, taking the period 1999-2013. The model is estimated using fixed effects and random effects models, with an AR (1) structure for idiosyncratic errors. With the parameters demand estimates, the elasticity of substitution is estimated as well as the own-price and cross-price elasticities. Such measures are a valuable information for understanding the response of the global demand to different policy measures or exogenous shocks that could alter the argentine relative prices paid by importers.

Keywords: *Armington Model * Constant Elasticity of Sustitution *Price-Elasticity *Fixed-Effects * Random-Effects.

1. Introducción

A pesar de que la oferta láctea de Argentina tiene como destino predominante el mercado doméstico, exportando aproximadamente solo el 20 por ciento de los litros industrializados, la demanda externa tiene una gran relevancia para el sector lácteo en su conjunto, jugando un rol crucial en la determinación de precios de la cadena (Rossini et al., 2013; Vicentin Masaro et al., 2013). Los principales productos lácteos que han logrado posicionarse en los mercados internacionales con un buen desempeño competitivo son la leche en polvo entera (LPE) y los quesos, con algunos altibajos debido a fluctuaciones en precios internacionales, cambios de políticas comerciales en torno a las exportaciones, shocks climáticos internos y cambios de la demanda externa, con la incorporación de nuevos e importante compradores en el escenario alimentario global.

En particular, las exportaciones de quesos experimentaron un gran crecimiento en los últimos 15 años, lo que fue acompañado por una diversificación de los tipos de quesos comercializados, con una fuerte expansión de la Mozzarella, ganando participación en destinos no tradicionales como ser Rusia, Japón, Corea del Sur y Taiwan, entre otros (Depetris Guiguet et. al, 2011; 2012). Específicamente, el mayor impulso de las exportaciones se dio en el período pos-devaluatorio, luego de atravesar la crisis de 2001-2002, con un crecimiento anual en las cantidades y valores exportados superior al 50 por ciento en 2004 y 2005. Esto significó también una mayor participación de los quesos en las exportaciones lácteas totales, superando el 20 por ciento del total para estos años. Alcanzado un pico en 2006, ya para 2007-2008 las exportaciones comienzan a declinar, a pesar del incremento experimentado en los precios internacionales. Justamente en tal período existe una mayor intervención gubernamental, con una política de retenciones, precios de corte y demoras en autorizaciones para exportar, haciendo menguar los volúmenes comercializados, y generando incentivos para un cambio de estrategia hacia la mozzarella y los quesos semiduros en detrimento de los quesos duros que históricamente tenían la mayor participación (Depetris Guiguet et. al, 2011). En 2011 existe un boom de precios que hace incrementar el valor total de las exportaciones queseras en un 50 por ciento, para luego estabilizarse, culminando con volúmenes exportados similares a los de 2004-2006.

Por lo tanto, ante estos cambios de escenario, la industria láctea ha mostrado capacidad de adaptarse al mercado mundial, diversificando su oferta de quesos e incrementando su participación en mercados no convencionales. Dados los esfuerzos que implican para los exportadores el mantener y ganar posicionamiento en los mercados internacionales, resulta pertinente conocer la forma en que los países demandantes responden ante diferentes cambios que terminan expresándose en los precios relativos de los bienes importados. Tal conocimiento contribuye al desarrollo de estrategias competitivas de las propias firmas y del sector gubernamental en pos de fortalecer el desempeño externo sectorial.

Para el sector lácteo en general, y de quesos en particular, existe una vasta literatura donde se analiza la evolución de su desempeño competitivo, con una descripción cabal de la demanda internacional como factor clave de la competitividad (e.g. Depetris Guiguet et. al, 2009; 2011; 2012; entre otros). Por otra parte, una serie de trabajos proponen modelos explicativos para analizar la oferta exportable de la industria a los mercados internacionales, pero sin abordar cuestiones específicas del comportamiento de los países demandantes (García Arancibia et al., 2013; Depetris Guiguet et al., 2013; Coronel et al., 2014). Por el lado de la demanda de productos lácteos, las investigaciones académicas se han focalizado en la demanda interna (e.g. Lema et al., 2005; Rossini et al., 2008). Sin embargo no se encuentran estudios que estimen el comportamiento de los compradores mundiales de lácteos argentinos ante variaciones en los precios relativos y demás variables que afectan al comercio, lo que resulta de gran importancia para un análisis

completo de la demanda, y con ello de las posibilidades competitivas del sector. Por ello, el presente trabajo busca contribuir en tal sentido, proponiendo un modelo simple de estimar, en cuanto al método y al uso de datos, del cual se obtienen estimaciones de elasticidades de demanda de los principales países importadores.

Para el análisis de la demanda de importaciones, la mayoría las investigaciones adoptan la hipótesis propuesta por Armington (1969) de diferenciación de bienes importados según el país de origen. El modelo original de Armington propone la utilización de preferencias de elasticidad de sustitución constante (preferencias CES) para los países importadores. Esta utilidad CES no solo fue adoptada en numerosas aplicaciones empíricas para la estimación de demandas de importaciones (e.g. Ito et al., 1990, Yang y Koo, 1993; Gohin y Féménia, 2009, Sauquet et al., 2011; Yilmazkuday, 2015) sino que constituye la especificación más difundida en el marco los denominados modelos gravitacionales de comercio internacional (Anderson y van Wincoop, 2003; van Bergeijk y Brakman, 2010). Sin embargo, el supuesto de preferencias CES puede resultar muy restrictivo para el análisis empírico, al asumir homoteticidad y una elasticidad de sustitución constante y equivalente entre pares de exportadores. Por ello, se han propuesto formas más flexibles, y a su vez consistentes con la teoría económica del consumidor, sosteniendo así mismo la hipótesis de diferenciación de Armington. En particular, Yang y Koo (1994) presentaron una adaptación del Sistema Casi Ideal de Demanda (*AIDS: Almost Ideal Demand System*) de Deaton y Muellbauer (1980) para la demanda de importaciones diferenciada por orígenes (*SDAIDS: Source Differentiated Demand System*). Este enfoque tuvo una gran influencia en el estudio de demanda de importaciones, y hasta la actualidad sigue siendo el modelo más adoptado para el análisis empírico de productos y mercados específicos, con algunas variantes en términos de su especificación econométrica y del método de estimación (e.g. Ben Kaabia y Gil, 2007; Ramirez y Wolf, 2008; Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012; Asche y Zang, 2013; entre otros)

Si bien el uso de sistemas de demanda flexibles como el SDAIDS resulta muy atractivo, el mismo se aplica cuando se desea estudiar un país específico como comprador-importador, y cuando la periodicidad de los datos lo permiten por los grados de libertad que suponen tales modelos en términos de parámetros y ecuaciones del sistema. Por ello, si lo que se desea es estudiar la demanda mundial incluyendo la gran mayoría de países compradores y focalizado en un determinado país exportador (i.e. Argentina), debe seguirse otra estrategia de modelización. A su vez, al considerar un mayor número de importadores, existe una mayor dificultad de contar con datos confiables con periodicidad menor que la anual. Por otro lado, con escenarios tan cambiantes, tampoco es recomendable tomar una extensión temporal demasiado amplia para estimar parámetros estáticos de una función de demanda.

En base a esto, el presente trabajo propone un modelo estático uni-ecuacional para el estudio de la demanda mundial de quesos exportados por Argentina. Si bien tal modelo sigue los enfoques más tradicionales, como los de Ito et al. (1990) y Yang y Koo (1993), se plantea una versión para ser utilizada en un marco de datos de panel. Esto permite aprovechar la variabilidad derivada de la dinámica temporal y de la heterogeneidad de los compradores, con una especificación log-lineal simple de estimar y consistente con parámetros estructurales del modelo micro-fundado original. Por ende, mas allá de la contribución en términos de las elasticidades estimadas para el sector quesero nacional, el trabajo busca difundir una técnica admisible para aplicar a estudios de demanda de importaciones en otros sectores específicos de interés.

Lo que resta del presente trabajo se estructura de la siguiente manera: En la próxima sección se expone el modelo teórico de demanda mundial a seguir. Seguidamente se presenta la estrategia empírica para estimar tales modelos. Luego los resultados de las estimaciones son explicados,

para finalizar con unas breves conclusiones.

2. Modelando la Demanda Mundial de Quesos Argentinos

Con el fin de modelar la demanda internacional de quesos argentinos, la presente investigación toma como base teórica el marco propuesto por Armington (1969) cuya principal hipótesis sostiene que los bienes importados con diferentes orígenes, i.e. exportados por diferentes países o regiones, implican diferentes niveles de utilidad al país importador. Por lo tanto, cuando un país importa un cierto bien del resto del mundo, el mismo ya es diferenciado por el solo hecho de tener un país de origen distinto. Con ello, la elasticidad de sustitución de un mismo bien exportado por dos países competidores es finita (Ito et al., 1990).

El modelo básico de Argmington supone que la decisión de importar que realiza un país determinado puede racionalizarse en dos etapas, basado en la separabilidad débil de la función de utilidad. En un primera etapa, el país decide cuánto importar de un determinado bien, asumiendo que tal decisión es separable de las importaciones de otros bienes. Adicionalmente, la mayor parte de la literatura empírica asume que la demanda de importaciones de un bien puede separarse de la demanda en la producción doméstica de dicho bien (e.g. Ben Kaabia y Gil, 2007; Ramirez y Wolf, 2008; Gohin y Féménia, 2009; Asche y Zang, 2013, entre otros).

En la segunda etapa, el país asignará el gasto en importaciones del bien entre diferentes orígenes de forma tal que minimice dicho gasto para un nivel dado de importaciones. De esto se desprende que el país demandante importará el bien de diferentes países exportadores dependiendo de las preferencias que tiene por el bien de dicho origen y el precio que paga por el mismo incluyendo los costos de flete y seguro, dado que se asume la minimización del gasto total del bien importado para una cantidad óptima de dicho bien ¹.

Específicamente, suponiendo que un determinado país comprador-importador tiene una función de utilidad U que es función del vector $\mathbf{Q}^T \equiv (Q_1, \dots, Q_N)$, siendo Q_i un cierto bien i o un mercado que agrupa un conjunto de productos como por ejemplo los quesos importados diferenciados según país de origen. De esta forma, si Q_k (con $k \in \{1, \dots, N\}$) es la importación de quesos que realiza el país en cuestión, la misma puede descomponerse en un vector $(q_{k1}, \dots, q_{kn_k})$ siendo q_{kj} la importación del lácteo comprada al país exportador j . De esta manera Q_k puede interpretarse como la cantidad tranzada en el mercado k compuesto por un país comprador y n_k países oferentes.

Sea Y el ingreso del país importador en cuestión, con esta representación de los bienes, las decisiones de consumo del país pueden modelizarse de la forma:

$$\max_{Q_1, \dots, Q_N} U(Q_1, \dots, Q_N) \quad \text{s.a} \quad \mathbf{P}^T \mathbf{Q} \leq Y. \quad (1)$$

Suponiendo condiciones de regularidad suficientes para $U(\cdot)$ para que se cumplan las condiciones de segundo orden del problema (1), el punto de máximo constituye un vector formado por siguientes las funciones de demanda *marshallianas*:

$$Q_i^* = f_i(Y; P_1, \dots, P_N), \quad i = 1, \dots, N. \quad (2)$$

Obtenida en esta primera etapa la demanda para cada i , en la segunda etapa se determinan las cantidades compradas del bien i a cada exportador j , esto es q_{ij} para $i = 1, \dots, N$ y $j = 1, \dots, n_i$,

¹En el modelo original de Armington cada origen constituye un 'producto'. Con ello, el bien a importar puede pensarse como un mercado de un cierto grupo de productos, i.e. países de origen.

siendo n_i la cantidad de orígenes del bien importado i (o bien la cantidad de variedades del bien i). Específicamente, para un determinado bien i , las cantidades demandas q_{ij}^* serán aquellas que minimizan el gasto total para un nivel dado Q_i^* de la primera etapa, i.e.

$$(q_{i1}^*, \dots, q_{i,n_i}^*)^T = \underset{(q_{i1}, \dots, q_{i,n_i})}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^{n_i} p_{ij} q_{ij} \quad \text{s.a.} \quad Q_i^* = f_i(\cdot), \quad (3)$$

obteniendo bajo ciertas condiciones de $f_i(\cdot)$, las funciones de demanda ψ_{ij}

$$q_{ij}^* = \psi_{ij}(p_{i1}, \dots, p_{i,n_i}, Q_i^*), \quad j = 1, \dots, n_i. \quad (4)$$

Para modelar la demanda mundial de quesos argentinos *vis à vis* sus competidores se supone que Argentina (a) tiene un total de M países compradores, y en cada m ($m = 1, \dots, M$) participan c_m competidores de a . Luego se asume que cada país m elige el monto a importar del bien de cada origen (a y c_m) de forma tal que maximice su utilidad U_m sujeto a su restricción presupuestaria. Suponiendo que Q_m^* es la demanda marshaliana de importación del producto en cuestión por parte del país m , como en (2), la misma tendrá la forma general

$$Q_m^* = f_m(p_a, p_{c_m}, Y_m), \quad m = 1, \dots, M \quad (5)$$

donde p_a es el precio de importación del origen a , p_{c_m} el precio de los competidores e Y_m el ingreso de m . De aquí, de la misma forma que son obtenidas las demandas (3), se obtiene la demanda mundial de lácteos argentinos:

$$q_{ma}^* = \psi_{ma}(p_a, p_{c_m}, Q_m^*), \quad m = 1, \dots, M \quad (6)$$

Los supuestos y las formas funcionales específicas adoptadas para U , f_m , y con ello para ψ_{ma} , determinan un cierta ecuación o sistema de demanda de importaciones a ser estimado. Por ello, a partir de aquí existen diferentes demandas teóricas consistentes con el marco general de Armington y que suponen diferente grado de flexibilidad. La elección de los mismos responde al requerimiento de diversos tipos de datos para la estimación de sus parámetros, atendiendo a su disponibilidad y al interés de las elasticidades específicas que pueden derivarse de cada modelo. La especificación que es adoptada en este trabajo se basa en la formulación original de Armington pero adaptada para el estudio uni-ecuacional de destinos específicos de las exportaciones argentinas de quesos. Si bien esta representación posee rigideces derivadas de la teoría económica subyacente, permite derivar una forma funcional parsimoniosa para su implementación empírica.

El modelo original de Armington se basa en dos supuestos altamente restrictivos de los que se derivan especificaciones lineales para el análisis de la demanda por orígenes del bien o mercado i . Específicamente, Armington plantea que: (1) La elasticidad de sustitución es constante independientemente de la participación que tiene cada exportador de i ; y (2) entre cualquier par de exportadores existe una sola elasticidad de sustitución. Ambos supuestos son racionalizados mediante la forma funcional de *Elasticidad de Sustitución Constante (CES)*. Por lo tanto, los supuestos que se hagan sobre las preferencias de los M países, y con ello, la forma funcional de f_m , determinan la forma funcional de la demanda (5). Aquí se presentarán dos especificaciones, una más rígida correspondiente a las preferencias homotéticas con elasticidad de sustitución constante (CES) correspondiente al modelo de Armington tradicional y una generalización que flexibiliza la restricción de homoteticidad.

Asumiendo que las preferencias de los M países son CES, luego la demanda Q^* puede escribirse de la forma

$$Q_m^* = \left[\beta_{ma}^{\left(\frac{\sigma_m-1}{\sigma_m}\right)} + \sum_{j \neq a} \beta_{mj} q_{mj}^{\left(\frac{\sigma_m-1}{\sigma_m}\right)} \right]^{-\frac{\sigma_m}{1-\sigma_m}}, \quad m = 1, \dots, M, \quad (7)$$

donde $\sum_j \beta_{mj} = 1$, siendo σ_m la elasticidad de sustitución en el mercado m y cada β_{mj} un parámetro de preferencia del país m hacia j (con $j = a, c_m$). Luego, a partir de la minimización del gasto para el nivel dado Q_m^* se obtiene la demanda que realiza el país m del bien importado en cuestión desde Argentina (a) en el momento t . Específicamente,

$$q_{mat}^* = \beta_{ma}^{\sigma_m} Q_{mt}^* \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{-\sigma_m}, \quad m = 1, \dots, M, \quad (8)$$

siendo P_{mt} un índice de precios del bien en el mercado m en el momento t . En términos del gasto, sea $G_{mat} \equiv p_{mat} q_{mat}^*$, $G_{mt} \equiv P_{mt} Q_{mt}^*$ y $\omega_{mat} \equiv G_{mat}/G_{mt}$, luego la expresión doble-logarítmica de la demanda internacional de lácteos argentinos, en términos de su participación en dichos mercados, vendrá dada por

$$\ln \omega_{mat} = \sigma_m \ln \beta_{ma} + (1 - \sigma_m) \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right), \quad \forall m. \quad (9)$$

Para un σ_m común para todo m , i.e. $\sigma_m = \sigma_n = \sigma$, $\forall m, n = 1 \dots, M$ y $m \neq n$, la especificación (9) representa a la demanda mundial de lácteos argentinos cuya elasticidad-precio propia, vendrá dada por

$$\eta_{ma} = -1 + (1 - \sigma) - (1 - \sigma)\omega_{ma}. \quad (10)$$

En este caso ω_{ma} es la participación media que tiene Argentina en el mercado m .

Considerando que por definición $\sigma_m \equiv \partial \ln(q_{ma}/Q_m) / \partial \ln(P_m/p_{ma})$, luego si cambian los precios de los países competidores ($d \ln p_{c_m} > 0$) y Argentina mantiene su nivel de precios (i.e. $d \ln p_{ma} = 0$) y el importador sus importaciones totales del bien (i.e. $d \ln Q_m = 0$), se tiene que

$$\sigma_m = \frac{1}{\omega_{c_m}} \frac{\partial \ln q_{ma}}{\partial \ln p_{mc_m}},$$

siendo ω_{c_m} la participación que tienen los países competidores en el mercado m . De esta manera se obtiene la elasticidad-precio cruzada con los competidores de Argentina en el mercado internacional, asumiendo $\sigma_m = \sigma_n = \sigma$, $\forall m, n = 1 \dots, M$:

$$\eta_{a,c_m} = \sigma \omega_{c_m}. \quad (11)$$

Por la homoteticidad de la especificación CES, la demanda (9) muestra la invarianza de la participación de Argentina en los mercados mundiales ante cambios en la decisión global de importar lácteos que posee el resto del mundo. Dada la relevancia que tiene conocer cómo impacta el tamaño de los mercados compradores sobre la participación de Argentina, presentamos una generalización adaptada de la propuesta de Yang y Koo (1993) a los fines de captar diferentes respuesta de la demanda ante cambios en el gasto total. Específicamente, el gasto que realiza m a cada país exportador j ($j = a, c_m$) puede modelarse de la forma

$$G_{mjt} = \alpha_{mj} G_{mt}^{\theta_{mj}}, \quad m = 1, \dots, M, \quad j = a, c_m. \quad (12)$$

Escribiendo (8) en términos del gasto, multiplicando ambos miembros por $\frac{p_{mat}}{P_{mt}}$ y el segundo miembro por G_{mt}/G_{mt} , utilizando (12) en la re-expresión de (8), se obtiene

$$G_{mat} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_{ma}} \alpha_{ma}^{\gamma_{ma}/\theta_{ma}} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{(1-\sigma_m)\gamma_{ma}} G_{mt}^{2\gamma_{ma}}, \quad (13)$$

siendo $\gamma_{ma} \equiv \left(\frac{\theta_{ma} + 1}{\theta_{ma}} \right)$. De esta manera, en términos de la participación del gasto que tiene a en m en el momento t , la demanda será

$$\omega_{mat} = \xi_{ma} \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right)^{(1-\sigma_m)\gamma_{ma}} G_{mt}^{2\gamma_{ma}-1}, \quad (14)$$

donde $\xi_{ma} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_{ma}} \alpha_{ma}^{\gamma_{ma}/\theta_{ma}}$. Por lo tanto, tomando logaritmo en ambos miembros, se obtiene la siguiente ecuación de log-lineal de demanda

$$\ln \omega_{mat} = \ln \xi_{ma} + (1 - \sigma_m)\gamma_{ma} \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + (2\gamma_{ma} - 1) \ln G_{mt}, \quad (15)$$

A partir de (15) pueden obtenerse las elasticidades precio y gasto correspondientes. La elasticidad precio-propia vendrá dada por

$$\eta_{mat}^{p_{ma}} = -1 + (1 - \sigma_m)\gamma_{ma}(1 - \omega_{mat}). \quad (16)$$

Mientras que la elasticidad-gasto será

$$\eta_{mat}^{G_m} = 2\gamma_{ma}. \quad (17)$$

A diferencia de las elasticidades-precio, en este modelo la elasticidad-gasto es t -invariante. A pesar de tal restricción, esta generalización del modelo de demanda con utilidad CES permite obtener una medida de cómo afectaría a la demanda de quesos argentinos un incremento en el poder adquisitivo de los países compradores. En el CES homotético, tal respuesta se asume equivalente para cada competidor del mercado internacional (i.e. un incremento en el gasto del país importador se realizaría de manera proporcional con cada comprador, de forma tal que la participación de mercado de cada uno de ellos permanece constante). En caso de trabajar con sistemas, para que la teoría económica sea consistente, deben imponerse restricciones adicionales al modelo, como ser la condición de agregación de Engel (la que en el modelo uniecuacional se cumple automáticamente al excluir la ecuación de los competidores), que en este caso se daría cuando $\sum_j \omega_{mj} (2\gamma_{mj} - 1) = 0$ para cada t ; como también la condición de simetría. A

su vez, la condición de homogeneidad implicaría restringir $(2\gamma_{ma} - 1) = 0$. Dado que toda función homogénea es homotética, si tal condición se cumple, la versión generalizada del modelo CES sería equivalente al CES homotético. Por lo tanto, al hacer inferencia sobre el coeficiente $(2\gamma_{ma} - 1)$ se está contrastando el supuesto de homogeneidad, y con ello enfrentando el CES homotético vs. el CES no homotético (Yang y Koo, 1993).

3. Metodología

Para estimar la demanda mundial de quesos argentinos, se construye un panel usando datos anuales de comercio de la base internacional Comtrade (2014). En primer lugar se analizaron las exportaciones por destinos durante el período 1999-2013. A partir de allí se pudo conocer cuáles son los principales destinos y la continuidad de los envíos de los quesos a tales destinos en dicho período, con el fin de formar un panel de datos balanceado. El panel se formó obteniendo de cada país de destino m la cantidad y valor importado por origen, i.e. Q_{mjt} y G_{mjt} , respectivamente para $j = a, c_m$ y $t = 1999, \dots, 2013$. De tales valores fueron computados los precios C.I.F. pagados en el mercado m al exportador j de la forma $p_{mj} = G_{mjt}/Q_{mjt}$. En cada t , el gasto y la cantidad total de la importaciones de quesos que realiza el importador m es calculado de la forma $Q_{mt} \equiv Q_{at} + \sum_{i \in c_m} Q_{it}$ y $G_{mt} \equiv G_{at} + \sum_{i \in c_m} G_{it}$, obteniendo de aquí la participación en el mercado $w_{mat} \equiv G_{mat}/G_{mt}$ que constituye la variable respuesta de los modelos de demanda planteados. Como índice de precios de los quesos importados P_m , se considera el denominado índice de Stone, que en este caso viene dado por

$$\ln P_{mt} = \sum_{i=1}^{C_m} \omega_{mit} \ln p_{mit} \quad (18)$$

siendo C_m el número total de países competidores (exportadores) de quesos en el país m .

Los países compradores seleccionados para representar la demanda mundial de quesos, son los que se presentan en la tabla 1, computando la participación media de Argentina en dichos mercados y los precios promedios recibidos en el período 1999-2013. Los datos son presentados en

Tabla 1: Países Importadores de Quesos argentinos

Importador (m)	\bar{w}_{am}	\bar{p}_{am}	\bar{G}_m
USA	0.029	4.626	1,000,000,000
Rusia	0.018	2.733	810,000,000
Japón	0.010	3.817	796,000,000
México	0.034	3.181	269,000,000
Canadá	0.004	5.186	195,000,000
Venezuela	0.042	4.417	83,300,000
Brasil	0.438	3.514	61,500,000
Chile	0.448	3.667	32,400,000
Peru	0.214	3.686	9,400,473
Paraguay	0.741	3.787	4,952,207
Colombia	0.027	5.506	3,232,838
Uruguay	0.228	3.201	2,167,205
Bolivia	0.353	3.287	1,803,209

Fuente: Elaboración propia en base a datos de COMTRADE (2014).

orden decreciente del promedio anual del gasto total realizado por el país m en importaciones de cada lácteo. Para los principales importadores (mayor G_m), que justamente coinciden con los principales compradores de quesos argentinos, se observa que la participación media anual de Argentina se encuentra entre el 1 y 4 por ciento. Mientras que en Brasil y Chile, que también constituyen importantes compradores, la cuota argentina supera al 40 por ciento en promedio.

Al analizar todos los quesos en su conjunto se observan diferencias de precios asociadas principalmente a las diferencias en la composición de las importaciones por tipos de quesos. Por ejemplo, los precios de quesos argentinos en el mercado estadounidense son mayores a los de Rusia, porque en el primero se envía principalmente quesos duros, mientras que en Rusia el principal producto enviado es la mozzarella. En este sentido, para filtrar tal efecto es conveniente analizar la demanda por partidas específicas (e.g. Gohin y Féménia, 2009), sin embargo en este caso resulta más complicado armar un panel balanceado con una muestra considerable para trabajar empíricamente.

Con estos datos de comercio, se ajustan los modelos de demanda correspondientes a la utilidad CES homotética y no homotética descrita en (9) y (15), respectivamente, en sus versiones log-lineales en la participación del gasto del importador. Por lo tanto, con el panel formado por los países compradores comentados ($m = 1, \dots, M$) y el período de tiempo $t = 1999, \dots, 2013$, se tienen las siguientes versiones empíricas de la demanda mundial de quesos argentinos. Bajo la hipótesis de la CES homotética:

$$\ln \omega_{mat} = \delta_{ma} + (1 - \sigma) \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + u_{mt}, \quad (19)$$

donde $\delta_{ma} = \sigma_m \ln \beta_{ma}$ es el efecto específico o individual t -invariante y u_{mat} es un término de perturbación aleatoria. Análogamente, bajo la hipótesis de la CES no homotética, la ecuación empírica de la demanda será:

$$\ln \omega_{mat} = \ln \xi_{ma} + (1 - \sigma) \gamma_a \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + (2\gamma_a - 1) \ln G_{mt} + v_{mt}, \quad (20)$$

donde en este caso $\xi_{ma} = \beta_{ma}^{\sigma_m \gamma_a} \alpha_{ma}^{\gamma_a / \theta_{ma}}$ es el efecto específico de preferencia en el comercio entre Argentina y el país m y v_{mt} el término de error. Se debe notar que a los efectos de que los modelos (19) y (20) sean estimables, se supone

$$\begin{aligned} \sigma_m &= \sigma, \\ \gamma_{ma} &= \gamma_a. \end{aligned}$$

Los efectos específicos δ_{ma} y ξ_{ma} pueden desagregarse en una componente observable y otra no observable. Para la componente observable se consideran algunas variables gravitacionales que pueden ser determinantes de los parámetros de preferencias, como el idioma en común (I), la distancia (mas allá del efecto sobre costo de transporte, considerando que p_{mat} incluye fletes y seguro) y los acuerdos comerciales. Para los acuerdos comerciales se considera al Mercosur (MS), al tener los países miembros como compradores relevantes. Dado que Venezuela es incorporado como integrante del bloque a partir de 2006, luego la *dummy* para Mercosur varía con t . Sin embargo, el modelo teórico es flexible para considerar cambios o desplazamientos en el tiempo de alguna componente que sea determinante de los parámetros de preferencia δ_{ma} y ξ_{ma} . Por lo tanto, los modelos (19) y (20) pueden escribirse de la forma

$$\begin{aligned} \ln \omega_{mat} &= \delta_{ma}^* + \alpha_{id} I_{ma} + \alpha_{MS} MS_{mt} + \alpha_{dist} dist_{ma} + \alpha_\sigma \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + u_{mt}, \\ \ln \omega_{mat} &= \xi_{ma}^* + \beta_{id} I_{ma} + \beta_{MS} MS_{mt} + \beta_{dist} dist_{ma} + \beta_\sigma \ln \left(\frac{p_{mat}}{P_{mt}} \right) + \\ &\quad + \beta_G \ln G_{mt} + v_{mt}, \end{aligned}$$

donde, en términos de los parámetros estructurales se tiene que $\alpha_\sigma \equiv (1 - \sigma)$, $\beta_\sigma \equiv (1 - \sigma) \gamma_a$ y $\beta_G \equiv (2\gamma_a - 1)$. Para estimar estos modelos se utilizan en primer lugar técnicas clásicas de datos

de panel; a saber el estimador de efectos fijos (EF) y de efectos aleatorios (EA). Al contrastarse la presencia de correlación serial para estos modelos, en ambos modelos se asumirá que los errores siguen un proceso AR(1), i.e.

$$\begin{aligned}u_{mt} &= \rho^u u_{m,t-1} + \varepsilon_{mt}^u, \\v_{mt} &= \rho^v v_{m,t-1} + \varepsilon_{mt}^v\end{aligned}$$

Para la estimación de los modelos de EF y EA con AR(1) se emplea el método de Baltagi y Wu (1999) el que consiste en estimar en una primera etapa los ρ^j ($j = u, v$) y luego se aplica una transformación sobre los datos con el fin de remover el componente AR(1). Una vez transformados los datos, para el estimador de EF (estimador *within*), la primera observación de cada panel queda eliminada a fin de remover el efecto fijo, aplicando luego MCO. Para el caso del estimador de efectos aleatorios, sobre estos datos transformados se aplica mínimos cuadrados generalizados (MCGF)².

Dado que el interés de la estimación de las demandas recae principalmente sobre los parámetros del precio, como así también del gasto total en el caso de la CES no homotética, el modelo de EF es preferible ante el riesgo de estimadores inconsistentes via MCO o EF en caso de que el efecto individual no explicado esté correlacionado con las co-variables del modelo. Sin embargo, el estimador de EF, al usar solo la variabilidad “intra” (*within*) es menos eficiente, sumado al hecho de que el estimador *within* depura la componente fija correspondiente a co-variables t -invariantes que suelen brindar información de interés sobre las preferencias de los compradores mundiales. Una propuesta que contempla las bondades del estimador de EF y a su vez posibilita la estimación de los parámetros correspondientes a variables t -invariantes, es el denominado estimador de Descomposición del Vector de Efectos Fijos (DVEF) propuesto por Plümper y Troeger (2007). A pesar de que el DVEF constituye una alternativa atractiva, adoptada por muchos trabajos recientes de datos en panel en general, y para comercio en particular (e.g. Sanchez Roble et al., 2015), existen debates y críticas sobre la originalidad del método respecto al estimador lineal de efectos fijos con variables ficticias, como también sobre la eficiencia y consistencia del estimador (Green, 2011; Breusch et al., 2011; Plümper y Troeger, 2011).

Recientemente, Pesaran y Zhou (2014) han propuesto un método de efectos fijos que generaliza el DVEF, y del cual se obtienen mejores resultados respecto a la consistencia, insesgidez y eficiencia de los estimadores, con errores estándares robustos por heterocedasticidad y correlación serial. Este método es denominado de Efectos Fijos Filtrado (EFF), el que puede ser computado en 2 etapas. En la etapa 1, para el modelo (19) por ejemplo, se computa el estimador de efectos fijos de $(1 - \sigma)$, que podemos denotar por $(1 - \hat{\sigma})$, obteniendo el correspondiente residuo

$$\hat{u}_{mt} = \ln \omega_{mat} - (1 - \hat{\sigma}) \ln (p_{mat}/P_{mt})$$

En la etapa 2 se calcula en primer lugar la media sobre t de tales residuos, i.e. $\bar{\hat{u}}_m = \sum_t \hat{u}_{mt}$ y se ajusta un modelo lineal (regresión) con intercepto, tomando como respuesta la variable $\bar{\hat{u}}_m$ sobre las variables t -invariantes contenidas en δ_{ma} , obteniendo un estimador para tales variables, y el efecto individual del intercepto aquí es computado como la diferencia entre la media de los residuos medios $\bar{\hat{u}}_m$ y el valor ajustado de esta última regresión³.

²Para mayor detalle del método ver Baltagi y Wu (1999), Baltagi(2013) o bien el manual de *Stata* de `xtregar` para una revisión rápida de la transformación aplicada para remover el AR(1).

³Para mayores detalles de las propiedades de este estimador ver Pesaran y Zhou (2014).

4. Resultados

En la Tabla 2 se presentan los resultados de las estimaciones de la demanda mundial de Quesos, para ambas especificaciones de las preferencias mundiales y diferenciando de acuerdo al modelo de datos de panel asumido; i.e. efectos fijos (convencional y filtrado) estimado vía *within* y efectos aleatorios vía MCGF, considerando en ambos casos errores idiosincráticos con estructura AR(1). Además de los parámetros de la demanda con sus correspondientes errores estándar, se presentan una serie de medidas y estadísticos adicionales para evaluar la bondad de ajuste y cuestiones de especificación de los modelos. En particular, se muestran diferentes medidas del R-cuadrado, los desvíos estándar del efecto específico no observado y del término de error, los coeficientes de correlación, los estadísticos del test de Hausman, tradicional y en su versión robusta (Wooldrich, 2010), y dos estadísticos de contraste de la autocorrelación serial; específicamente el estadístico Durbin-Watson modificado propuesto por Bhargava et al. (1983) y el LBI de Baltagi y Wu (1999). Para el caso específico de los modelos de EFF, el R-cuadrado total se calculó como el cuadrado del coeficiente de correlación entre el valor ajustado derivado de las dos etapas del método de EFF y los valores observados del logaritmo de la participación en el gasto de los importadores. Para el caso de EF y EA, las distintas medidas de los R-cuadrados son computados de la forma usual para estos modelos (e.g. Baltagi, 2013).

En términos generales se observan ajustes aceptables en todos los modelos en base a los valores del R^2 (R-cuadrado global), aún en el caso de los estimadores de EF, teniendo en cuenta que se ignora la contribución del δ_{ma}^* , mejorando claramente cuando se incorporan otras variables en el EFF. Si bien la variabilidad explicada dentro de cada país a través del tiempo (r_w^2) revela que los estimadores de EF presentan un buen ajuste, la brecha entre el valor del r_w^2 y el R-cuadrado total (R^2), aunque pequeña, muestra que el efecto específico es relevante para modelar los flujos de las participaciones anuales.

Los valores del D-W modificado y del LBI revelan la presencia de correlación serial para ambos modelos⁴.

En los parámetros de demanda estimados se observan algunas diferencias importantes al comparar efectos fijos *versus* efectos aleatorios. Los coeficientes del precio relativo son estadísticamente significativos, siendo superior el estimado por EF (y EFF) en más de un 20 por ciento respecto de aquél estimado por EA. La variable *mercosur* es positiva y significativa, y el estimador de EF casi que duplica al de EA. Para la variables *t*-invariantes, la mayor diferencia está en la variable *idioma*, siendo sólo significativa con el estimador de EFF. La *distancia* es significativa para ambos estimadores, pero en este caso EA arroja mayores coeficientes. Para la CES no homotética, el gasto total del país importador muestra no ser estadísticamente significativo según ambos estimadores. Por lo tanto, con estos resultados puede asumirse que bajo el supuesto de utilidad de elasticidad de sustitución constante (CES) de los importadores, la hipótesis de homoteticidad no puede ser rechazada en términos estadísticos.

Al encontrar estas divergencias entre los estimadores de los coeficientes de demanda, resulta conveniente contrastar la hipótesis nula de que los efectos específicos son aleatorios, distribuidos independientemente de los predictores. Como se observan en los estadísticos de la tabla, el test de Hausman tradicional no rechaza los supuestos del modelo de EA, sin embargo el Hausman robusto rechaza a un nivel del 1%, por lo que en este caso hay mayor evidencia a favor del uso del estimador de efectos fijos. Por su parte, en la literatura económica aplicada, suele recomendarse

⁴Para muestras grandes, con valores inferiores a 2 se rechaza la hipótesis $\rho_{AR} = 0$. Para muestras pequeñas, los límites (inferior - superior) de los valores críticos específicos según tamaño de T y N ver Bhargava et al. (1983) o Veerveck (2008) para una explicación mas coloquial del mismo con algunos valores críticos.

Tabla 2: Parámetros Estimados de la Demanda Mundial de Quesos

Variable	CES Homotética			CES No Homotética		
	EF	EA	EFF	EF	EA	EFF
$\ln \left(\frac{P_{mat}}{P_{mt}} \right)$	-1.8564*** (0.5013)	-1.446*** (0.4045)	-1.8564*** (0.5013)	-1.865*** (0.5024)	-1.573*** (0.402)	-1.865*** (0.5024)
<i>idioma</i>		0.2036 (0.8739)	0.6627*** (0.2048)		0.549 (0.883)	0.4847** (0.2039)
<i>mercosur</i>	2.8567*** (0.8239)	1.541*** (0.5857)	2.8567*** (0.8239)	2.9114*** (0.8181)	1.5427*** (0.5631)	2.9114*** (0.8181)
<i>distancia</i>		-0.0004** (0.0002)	-0.0003*** (0.00002)		-0.0005*** (0.0002)	-0.0002*** (0.00003)
$\ln G_{mt}$				-0.1074 (0.1291)	0.1815 (0.1135)	-0.1074 (0.1291)
intercepto	-3.905*** (0.1717)	-3.569*** (1.076)	0.3659** (0.1774)	-2.035 (1.4594)	-5.509** (2.165)	0.2845*** (0.1813)
<i>N</i>	178	191	191	178	191	191
R^2	0.1586	0.444	0.6196	0.2146	0.4413	0.614
r_b^2	0.1533	0.5402		0.2328	0.5284	
r_w^2	0.1586	0.2216		0.1335	0.2459	
v_α	1.837	1.039		1.7412	1.0443	
v_u	1.016	1.0147		1.0172	1.0140	
ρ_ϵ	0.7657	0.5118		0.7456	0.5147	
ρ_{AR}	0.3681			0.3577		
Hausman T.	3.59			5.76		
Hausman R.	8.06***			5.95***		
D-W Modif.	1.193			1.2386		
B-W LBI	1.315			1.3379		

Nota: E.E.R. entre paréntesis. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

la utilización directa de efectos fijos dado que es muy común encontrar argumentos económicos para respaldar la correlación entre el efecto específico no observado y las co-variables incluidas. Si bien aquí se presenta el estimador de EA para los fines comparativos, existe riesgo de subestimar el efecto de variables como el precio relativo o el impacto del Mercosur si se consideran los resultados con EA, al rechazarse el supuesto básico de dicho modelo a partir del estadístico (robusto) de Hausman. Por ello en el presente análisis se recomienda EF, y más precisamente el EFF.

Del coeficiente de demanda correspondiente al precio relativo se observa que el mismo es negativo y superior a la unidad en valor absoluto, lo que revela una elevada elasticidad de sustitución. En este caso un incremento relativo del 10 por ciento en el precio de los quesos argentinos reduciría la participación media de Argentina en el mercado mundial en aproximadamente un 18 por ciento, de acuerdo al estimador de efectos fijos.

En general el idioma en común (estrechamente relacionado con las raíces coloniales comunes) funciona como *proxy* de la “distancia cultural” entre países, y generalmente está asociada de

forma inversa con los costos de transacción del comercio (Fidrmuc, 2009). Por ello la hipótesis respecto al idioma en común es que el mismo contribuya a facilitar las relaciones comerciales y por ende tenga un impacto positivo sobre la demanda. La distancia entre los países además de relacionarse directamente con el costo de transporte de la mercadería, también suele estar asociada con la distancia cultural, y por ello es de esperar que la demanda responda negativamente cuando los vendedores se encuentran físicamente más alejados. De la tabla 2 se observa que los signos de la distancia y del idioma en común son los esperados.

Con los coeficientes estimados de las funciones de demanda se computan las diferentes elasticidades consistentes con los modelos estructurales propuestos. En primer lugar, la elasticidad de sustitución (σ) surge directamente del coeficiente del precio relativo. A partir de (10) y (16) se obtienen las elasticidades-precio propias de la demanda de los quesos exportados por Argentina (η_a^{pma}). En base a (11) se calcula la elasticidad-precio cruzada de la respuesta de demanda de quesos argentinos respecto al precio de los países exportadores que compiten con Argentina en los mercados mundiales analizados (η_a^{pcm}). Por último, tomando el modelo con CES no homotética, es posible obtener la elasticidad-gasto (η_{at}^{Gm}) en base a (17). Puesto que las elasticidades-precio varían de acuerdo a las dos dimensiones del panel (i.e. tiempo y países), para obtener una medida sintética, se calculan en la media (i.e. tomando $\omega_a = \sum_m \sum_t \omega_{mat}$). A su vez, a partir del método *Delta* se obtienen los errores estándar correspondientes. Los resultados de estas elasticidades son resumidos en la Tabla 3.

Tabla 3: Elasticidades de la Demanda Mundial de Lácteos Argentinos

	CES Homotética		CES No Homotética	
	EF	EA	EF	EA
Elasticidades:				
Sustitución (σ)	2.6770 (0.4991)	2.4456 (0.4045)	2.8648 (0.5024)	2.5732 (0.4020)
Precio				
Propia (η_a^{pma})	-2.3430 (0.3997)	-2.1579 (0.3240)	-2.4937 (0.4024)	-2.2601 (0.3220)
Cruzada (η_a^{pcm})	2.1440 (0.3998)	1.9589 (0.3240)	2.2947 (0.4024)	2.0611 (0.3220)
Gasto (η_{at}^{Gm})	1	1	0.8926 (0.1291)	1.1815 (0.1136)

Nota: E.E. entre paréntesis. Computados vía método delta. Todas significativas al 1 %

En primer lugar, como ya fue comentado, se observa que las elasticidades de sustitución son altas y significativas. Esto sugiere la existencia de un alto nivel de competencia en los mercados mundiales de quesos, donde los países demandantes tienen una mayor respuesta ante cambios en los precios relativos.

Esta conclusión se refuerza al observar los valores de las elasticidades-precio, con una demanda mundial elástica mostrando que ante un incremento del 10 por ciento en los precios de los quesos argentinos, la cantidad demandada de los mismos se reduce en promedio en más del 20 por ciento. Del mismo modo, ante un incremento del 10 por ciento en el precio de los competidores, la cantidad demandada de quesos argentinos se incrementaría también en más del 20 por ciento.

Si bien las elasticidades-precio propias son mayores a las cruzadas en valor absoluto (lo que se espera desde la teoría microeconómica), la diferencia no es tan sustancial.

Las elasticidades-gasto son cercanas a la unidad, lo que fue previamente deducido a partir de su coeficiente de demanda cercano a cero, mostrando con ello evidencia a favor del supuesto de homoteticidad de las preferencias. A pesar de ello, si se consideran los estimadores de EF, puede observarse que ante un incremento en el gasto total en quesos que realizan los importadores, la cantidad demandada hacia los quesos argentinos se incrementa pero en una proporción un poco menor (aproximadamente en un 11 %).

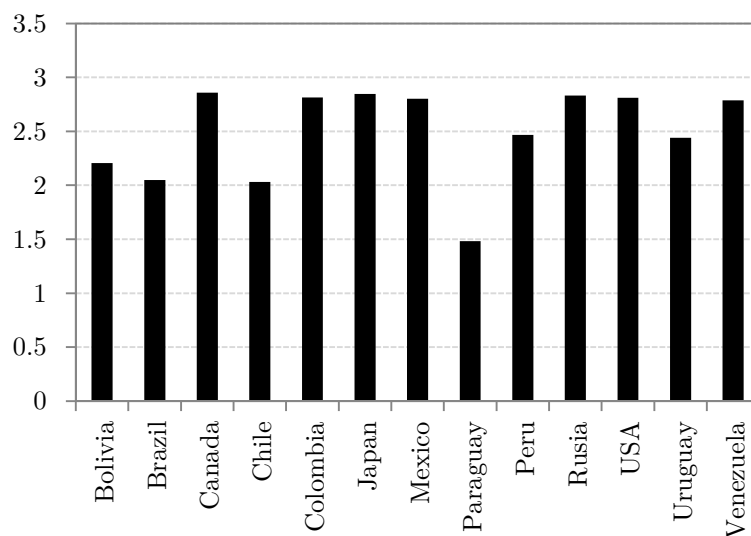
Debe tenerse en cuenta que las elasticidades-precio son estimadas tomando los precios pagados por los países consumidores de las importaciones lácteas, i.e. precios C.I.F. p_{ma} ; y por definición $p_{ma} = \tau_{ma}\tilde{p}_{ma}$ donde τ_{ma} representa los costos de fletes, seguros y aranceles, y \tilde{p}_{ma} es el precio de la exportación (F.O.B) que realiza a al destino m . Por lo tanto, si los precios de exportaciones son constantes, las elasticidades-precio pueden reflejar los cambios en la demanda por cambios en los costos efectivos de transporte incluyendo el efecto de la política arancelaria.

Dado que las estimaciones de las elasticidades se obtienen a partir de modelar la esperanza condicionada de la demanda tomando un panel conformado por un período histórico (1999-2013) y un conjunto de países compradores, se puede realizar una interpretación económica de las mismas teniendo en cuenta tales dimensiones del panel de datos. De esta manera, como tanto la variabilidad explicada entre países compradores como la temporal son relevantes, los resultados de la elasticidad deben interpretarse teniendo en cuenta ambas fuentes de variabilidad. Específicamente, los resultados muestran que en años y países donde el precio de los quesos argentinos fue un 10 por ciento superior, se demandó en promedio un 20 por ciento menos. Con esto se quiere puntualizar que si bien los valores de las elasticidades (evaluados en la media total) permiten caracterizar el comportamiento de la demanda en términos generales, debe tenerse en cuenta que la derivación de tal valor numérico se extrajo de un período histórico y de países compradores heterogéneos, para los cuales se tienen elasticidades puntuales específicas.

Si bien para la estimabilidad de la funciones de demandas es necesario asumir una elasticidad de sustitución constante común para cada país de destino, la elasticidad-precio propia es función de la participación que tiene Argentina en el destino específico, y por ello para cada país importador y en un año específico se tiene un determinado valor de la elasticidad, a pesar de que la componente correspondiente del grado de sustituibilidad entre competidores mundiales se asuma idéntico en cada destino. De (16) se observa que cuando la elasticidad de sustitución es alta (i.e. $(1 - \bar{\sigma}) < 0$), como en el mercado de los quesos, la mayor participación de Argentina en un cierto mercado m implica una menor $|\eta_{ma}|$. Por lo tanto, cuando existe alto grado de sustituibilidad entre los competidores, los mercados compradores son más insensibles a cambios en los precios si Argentina tiene un mayor posicionamiento en dicho mercado. Por el contrario, en los mercados con baja participación, la reducción porcentual en la cantidad demandada ante un incremento en el precio será mayor.

En la figura 1 se exponen las elasticidades-precio propias de la demanda de quesos argentinos en cada mercado específico m . De los valores de la figura se observa cómo en países donde Argentina tiene mayor participación, la demanda es más insensible ante cambios en los precios argentinos de importación, mientras que en mercados grandes y más atomizados en las importaciones como Estados Unidos, Mexico, Canada, Japón y Russia, la demanda por quesos argentinos llega ser casi igual a 3 en valor absoluto (i.e. si en un determinado año, los precios de los quesos argentinos se incrementaran en un 10 por ciento por ejemplo, luego la cantidad demandada al país caería en un 30 por ciento). Por el contrario, en los países sudamericanos como Brasil, Chile y

Figura 1: Elasticidad-precio Propia de Quesos Argentinos en Países Importadores Específicos



Paraguay, donde Argentina tiene una mayor cuota del mercado, las elasticidades son menores, mostrando con ello una mayor capacidad de competencia en tales países vecinos.

5. Conclusiones

En el presente trabajo se presentó un modelo para estudiar la demanda mundial de quesos argentinos tomando como base los principales países compradores en el período 1999-2013. Tomando un enfoque teórico micro-fundado en base a la hipótesis de diferenciación de productos por orígenes de Armington, se propuso un modelo en que cada país importador demanda quesos argentinos en función del precio relativo (de Argentina *versus* sus competidores) y de otras variables gravitacionales que determinan los parámetros de preferencia de la función de demanda. Específicamente se asumió que los países compradores tienen una utilidad de elasticidad de sustitución constante (CES), proponiendo una versión homotética y una extensión no homotética de la misma. Tal modelo es presentado de forma tal que en su versión empírica quede expresado para trabajar con datos de panel, utilizando datos anuales de fácil accesibilidad.

Para estimar las funciones de demanda se utilizan métodos de efectos fijos (EF) y efectos aleatorios (EA), rechazando la adecuación de los supuestos de este último caso en base al contraste de Hausman robusto. Para obtener estimadores de las variables t -invariantes mediante EF, se implementa un método denominado de Efectos Fijos Filtrado (EFF) que constituye una generalización del estimador de Descomposición del Vector de Efectos Fijos (DVEF). Al evidenciarse correlación serial de los errores, todos los modelos son ajustados asumiendo un proceso autoregresivo de orden uno en los errores. A partir de los parámetros estimados de las demandas, se computan las diferentes elasticidades asociadas en base a cada ecuación estructural de demanda.

Los resultados de las estimaciones muestran ajustes aceptables para los modelos de demanda propuestos, siendo significativas todas las variables incluidas a excepción del gasto total en importaciones, mostrando con ello evidencia a favor de la especificación homotética de la demanda. Para el idioma en común y la distancia, los coeficientes tiene el signo esperado, es decir que con países más cercanos y de habla hispana, la participación argentina en el mercado de quesos importados es mayor. Por otra parte, el hecho de que el importador sea socio del Mercosur tiene un impacto positivo y significativo en la participación de Argentina en el orden de casi el 3 por ciento.

Del coeficiente del precio relativo se revela que en los mercados de quesos importados existe un elevado grado de sustitución ante cambios en los precios relativos, revelándose una demanda mundial bastante elástica. Con una elasticidad-precio propia superior a 2, los resultados muestran que durante el período 1999-2013, precios de los quesos argentinos superiores en un 10 por ciento significaron en promedio una cantidad demandada menor en más del 20 por ciento. También para la elasticidad precio-cruzada se observan valores cercanos a 2, levemente inferiores a las elasticidades-precio propias.

Cuando se computan las elasticidades para cada país de destino se observa cómo en países donde Argentina tiene mayor participación, como ser en los países sudamericanos como Brasil, Chile y Paraguay, la demanda es más insensible ante cambios en los precios argentinos de importación. Por el contrario, en mercados grandes, alejados y con presencia de una mayor oferta de exportadores, como Estados Unidos, Mexico, Canada, Japón y Russia, la demanda por quesos argentinos llega a ser casi igual a 3 en valor absoluto.

Futuras investigaciones podrían volcarse a la aplicación de este modelo a otras *commodities* lácteas relevantes para Argentina, como la leche en polvo. Otra contribución relevante sería la comparación de resultados cuando se utilizan otros modelos basados en formas más flexibles y estimados con sistemas completos de demanda.

Referencias

- [1] ANDERSON, M. AND E. VAN WINCOOP (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review* , **93**(1), 170-192.
- [2] ARMINGTON, P.S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff papers*, **16**(1),159-177.
- [3] ASCHE, F. AND D. ZHANG (2013) Testing Structural Changes in the U.S. Whitefish Import Market: An Inverse Demand System Approach *Agricultural and Resource Economics Review* **42**(3), 453-470.
- [4] BALTAGI, B.H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data*. 5th ed. Chichester, UK: Wiley.
- [5] BALTAGI, B.H. AND P.X. WU (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances. *Econometric Theory*, **15**, 814-823.
- [6] BEN KAABIA, M. AND J. M. GIL. (2004). The EU Demand for Imports of Virgin Olive Oil. *103rd EAAE Seminar 'Adding Value to the Agro-Food Supply Chain in the Future Euromediterranean Space'*, April 23-25, 2007, Barcelona, Spain.

- [7] BHARGAVA, A., L. FRANZINI, AND W. NARENDRANATHAN (1982). Serial Correlation and the Fixed Effects Model. *Review of Economic Studies*, **49**, 533–549.
- [8] BREUSCH, WARD, M.T., NGUYEN, H.T.M AND T. KOMPAS (2011). On the Fixed-Effects Vector Decomposition. *Political Analysis*, **19**, 123–134.
- [9] CORONEL, M.N., GARCÍA ARANCIBIA, R. Y J. VICENTÍN (2014). Tipo de cambio real sobre la oferta de productos lácteos argentinos. *Revista Científica Visión de Futuro*, **18**(1), 193-212.
- [10] DEATON, A. AND J. MUELLBAUER (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, **70**(3), 312-326.
- [11] FIDRMUC, J. (2009). Foreign Languages and Trade. Working Paper No. 09-14, Economics and Finance Working Paper Series, Brunel University, West London.
- [12] GREEN, W. (2011). Fixed Effects Vector Decomposition: A Magical Solution to the Problem of Time-Invariant Variables in Fixed Effects Models? *Political Analysis*, **19**, 135–146.
- [13] GARCÍA ARANCIBIA, R., DEPETRIS GUIGUET, E., VICENTÍN, J. Y G. ROSSINI (2013). Factores Determinantes de la Oferta Exportadora Láctea Santafesina. *SaberES*, **5**, 71-85.
- [14] DEPETRIS GUIGUET, E., ROSSINI, G. Y R. GARCÍA ARANCIBIA (2009). *Competitividad del Mercosur Lácteo. Evolución en la Década Posterior a su Implementación*, Santa Fe: Editorial de la Universidad Nacional del Litoral.
- [15] DEPETRIS GUIGUET E., ROSSINI G., R. GARCÍA ARANCIBIA Y J. VICENTIN MASARO (2011). *Competitividad del Complejo Lácteo Santafesino*, e-book, Santa Fe: UNL.
- [16] DEPETRIS GUIGUET E., GARCÍA ARANCIBIA R Y G. ROSSINI (2012). Competitividad de las Exportaciones Argentinas de Quesos desde la implementación del Mercosur. *Revista Argentina de Lactología*, **27**, 9-21.
- [17] DEPETRIS GUIGUET E., GARCÍA ARANCIBIA R. Y M. CORONEL. (2013). Impacto del Mercado Doméstico sobre la Oferta Exportadora de Lácteos de Santa Fe. *Ciencias Agronómicas*, **21**(13), 27-32.
- [18] ITO, S., CHEN, D.T. AND PETERSON, W. F. (1990). Modeling International Trade Flows and Market Shares for Agricultural Commodities: A Modified Armington Procedure for Rice. *Agricultural Economics*, **4**, 315-333.
- [19] GOHIN, A. AND F. FÉMÉNIA (2009). Estimating Price Elasticities of Food Trade Functions: How Relevant is the CES-based Gravity Approach? *Journal of Agricultural Economics*, **60**(2), 253-272.
- [20] LEMA, D., GALETTO, A. Y V. LOYATO (2005). Estimación de la Elasticidad de la Demanda de Quesos por Segmentos y Niveles de Marcas mediante la Utilización de Datos de Scanner. Documento de Trabajo n° 33, IES-INTA.
- [21] NZAKU, K., HOUSTON, J.E. AND E.G. FONSAH (2012). A Dynamic Application of the AIDS Model to Import Demand for Tropical Fresh Fruits in the USA. 2012 Conference, August 18-24, 2012, Foz do Iguacu, Brazil 126721, International Association of Agricultural Economists.

- [22] PESARAN, M.H. AND Q. ZHOU (2014). Estimation of Time-invariant Effects in Static Panel Data Models. CESifo Working Paper Series 4983, CESifo Group Munich.
- [23] PLÜMPER, T. AND V.E. TROEGER (2007). Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing variables in Finite Sample Panel Analyses with Unit Fixed Effects. *Political Analysis*, **15**,124–139.
- [24] RAMIREZ M.A. AND C.A. WOLF (2008). Source Differentiated Mexica Dairy Import Demand. *International Food and Agribusiness Management Review*, **11**(1), 35-50.
- [25] ROSSINI, G., VICENTIN MASARO J., GARCÍA ARANCIBIA R. Y M. CORONEL (2013). Transmisiones de Precios en el Sector Lácteo: Un Análisis del Comportamiento de los Precios de Exportación y el Recibido por los Productores.. *Revista FAVE. Ciencias Agrarias*, **12**, 1-11.
- [26] ROSSINI, G., DEPETRIS GUIGUET E. Y R. VILLANUEVA (2008). Estimación de Elasticidades de Diferentes Productos Lácteos en las Provincias de Santa Fe y Entre Ríos. *Revista de Economía y Estadística*, **46**(1), 31-44.
- [27] SANCHEZ-ROBLES, B., BENGUA, M, AND SCHACHMUROVE, YOCHANAN (2015) Latin America's FDI Patterns: A Panel Data Gravity Model to Assess the Role of Regional Integration Agreements. 21 International Panel Data Conference, Central European University, June 29-30, Budapest.
- [28] SAUQUET; A. , LECOCQ, F., DELACOTE,P., CAURLA, S., BARKAOUI A. AND S. GARCIA (2011). Estimating Armington Elasticities for Sawnwood and Application to the French Forest Sector Model. *Resource and Energy Economics*, **33**,771–781.
- [29] VAN BERGEIJK, P.A. AND S. BRAKMAN(2010). *The Gravity Model in International Trade*. New York: Cambridge University Press.
- [30] VERBEEK, M.(2008) *A Guide to Modern Econometrics*. 3rd Ed., London: Wiley & Sons Ltd.
- [31] VICENTIN MASARO J., DEPETRIS E., GARCÍA ARANCIBIA R., G. ROSSINI (2013). Retrasos en la Transmisión de Precios de Exportación entre los Principales Productos Santafesinos: Leche en Polvo Entera y Quesos. *Revista Ciencias Económicas*, **2**, 11-21.
- [32] WAN, Y., SUN C. AND D.L. GREBNER (2010). Analisis of Import Demand for Wooden Beds in the U.S. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **424**, 643-658.
- [33] WOOLDRIDGE, J.M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Ed., Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- [34] YANG, S-R. AND W. W KOO (1993). A Generalized Armington Trade Model: Respecification. *Agricultural Economics*, **9**, 347-356.
- [35] YANG, S-R. AND W. W KOO (1994). Japanese Meat Import Demand Estimation with the Source Differentiated AIDS Model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, **19**(2), 347-356.
- [36] YILMAZKUDAY, H. (2015). Importer-specific Elasticities of Demand: Evidence from U.S. Exports. *International Review of Economics and Finance*, **35**, 228-234.