

ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ECONOMÍA AGRARIA

Demanda Brasileira de Importaciones Lácteas: Implicancias para Argentina y Uruguay

Rodrigo García Arancibia *

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

Categoría del Trabajo: Comunicación tipo “A”.

Eje Temático: Competitividad de los complejos agroindustriales.

*Este trabajo se enmarca dentro de los proyectos CAID PI 29-101 de la Universidad Nacional del Litoral y PICT 2132 (ANPCyT).

Demanda Brasileira de Importaciones Lácteas: Implicancias para Argentina y Uruguay

Resumen

En el presente trabajo se estima la demanda de importaciones lácteas de Brasil, donde Argentina junto a Uruguay mantienen una participación mayoritaria del mercado, a la vez que constituye uno de los destinos más importantes de las exportaciones lácteas de dichos países. Proponiendo un modelo de demanda de importaciones diferenciado por orígenes, el sistema planteado tiene en cuenta el país de origen (Argentina, Uruguay y otros competidores agrupados) y diferentes partidas lácteas agregadas que compiten en el mercado brasileiro. Con los parámetros estimados del sistema de demanda, se computan las elasticidades gasto, precio-propio y precio-cruzado, obteniendo conclusiones respecto al potencial competitivo de los exportadores que participan en dicho mercado, y en particular de los países miembros del Mercosur.

Palabras Clave: *Sistema Casi Ideal de Demanda * Diferenciación por Orígenes *Elasticidad-Precio *Elasticidad-Gasto *Mercosur.

Brazilian Import Demand of Dairy Products: Implications for Argentina and Uruguay

Abstract

In this paper the Brazilian import demand for dairy products is estimated. A source differentiated import demand system is proposed. This model takes into account the country of origin (Argentina, Uruguay and other grouped competitors) and various dairy aggregated items that compete in the Brazilian market. With the estimated parameters of the demand system, the expenditure elasticities, and the own-price and cross-price elasticities are computed. Conclusions regarding to the competitive potential of exporters involved in this market are obtained, with special emphasis in the Mercosur countries.

Keywords: *Almost Ideal Demand System *Source Differentiated *Price-Elasticity *Expenditure-Elasticity *Mercosur.

1. Introducción

Los países sudamericanos constituyen una proporción relevante de la demanda internacional de las exportaciones lácteas regionales. Países como Brasil y Venezuela llegan a representar, en conjunto, más del 50 por ciento de las exportaciones argentinas y uruguayas de LPE y quesos. Para el caso particular de Brasil, la historia reciente muestra una evolución muy favorable de su producción láctea, pasando de ser importadores netos a poder exportar parte de su producción (Depetris Guiguet et al., 2010). Si bien esto significó una mayor capacidad para satisfacer la demanda doméstica, y a su vez la posibilidad de poder competir en ciertos mercados internacionales, sus importaciones siguen siendo significativas. Específicamente, cuando Brasil comienza a incrementar su producción lechera, conjuntamente se revela un continua caída de sus importaciones lácteas, particularmente desde 1995 a 2006. Sin embargo, a partir de 2007 las importaciones brasileras comienzan a crecer nuevamente, al mismo tiempo en que logra colocar mayor parte de su producción en mercados internacionales. Por ende, al mismo tiempo en que Brasil logra exportar mayores volúmenes, reactiva sus importaciones lácteas para poder satisfacer la demanda interna. De esta forma, las importaciones lácteas de Brasil culminan en 2015 con niveles semejantes de 2000-2001.

Por lo tanto, la demanda láctea brasilerá sigue constituyendo uno de los principales canales donde Argentina y Uruguay, con ventajas comerciales dadas por la distancia y su pertenencia al Mercosur, logran colocar una parte mayoritaria de sus exportaciones lácteas. Sin embargo, las mismas deben competir con una producción doméstica creciente, como así también entre ellos, y con otros exportadores lácteos, como ser algunos países de la Unión Europea.

Con esto, el objetivo del presente trabajo es conocer las elasticidades de la demanda de importaciones Brasil por orígenes focalizando en Argentina y sus competidores, principalmente Uruguay. A pesar de la importancia del mercado brasileró para las exportaciones lácteas del Mercosur existe un vacío total de investigaciones sobre elasticidades de la demanda de importaciones de este gigante sudamericano.

En general los modelos micro-fundados de demanda de importaciones, aunque con diferentes supuestos en torno a las preferencias y al problema de elección específico de los agentes, siguen el enfoque de diferenciación por orígenes de Armington (1969). Mas allá de que el modelo tradicional de Armington, como también sus extensiones propuestas (bajo preferencias CES), configuran un sistema de demanda, la literatura empírica más reciente se ha volcado a enfoques más flexibles, pero aún consistentes con la teoría económica formal. En particular, existen dos enfoques para estimar sistemas de demanda de importaciones que han tenido una importante difusión en los últimos diez años: uno desarrollado a partir la teoría del consumidor, y el otro utilizando la teoría de la producción.

Desde la teoría de la demanda del consumidor, las importaciones son tratadas como productos que entran directamente en la función de utilidad de los consumidores, mientras que con la teoría de la producción las importaciones son tratadas como insumos comprados para ser transformados por empresas del país importador. En el primer caso, la demanda de importaciones se deriva del proceso de maximización de la utilidad de los consumidores del país comprador. En el segundo caso, las demandas son derivadas del proceso de maximización de beneficios o minimización de costos de las empresas que utilizan las importaciones como un insumo del proceso de producción de otro bien más elaborado, por lo que las aplicaciones empíricas se realizan sobre importaciones de bienes que claramente son utilizados como insumo por el país comprador (Washington y Kilmer, 2002; Muhammad, Jones y Hann, 2004; Feleke y Liu, 2005; Muhammad,

2008; McLaren y Zhao, 2009).

Dado que en los lácteos el comercio internacional se realiza en productos elaborados, por lo que son las industrias de cada país las que salen al mercado mundial a ofrecerlos (Depetris Guiguet et al., 2010), es que la presente investigación se trabaja con especificaciones de demanda derivados de la teoría del consumidor.

El Sistema Casi Ideal de Demanda (*AIDS*¹) de Deaton y Muellbauer (1980) y sus diferentes variantes, ha cobrado gran importancia en investigaciones aplicadas para estimar tanto demanda doméstica como de importaciones, principalmente por las ventajas que brinda se flexibilidad y consistencia con la teoría económica (Barnett y Serletis, 2008). La especificación AIDS aplicada a demanda de importaciones en su forma estándar (e.g. Balagtas et al., 2006 y Susanto et al., 2008) no brinda información sobre la competitividad entre las naciones exportadoras. Para salvar esto, Yang y Koo (1994) proponen la versión con diferenciación por orígenes utilizándola para la estimación de la demanda japonesa de importaciones de carne. Posteriormente, pueden encontrarse una serie de trabajos que tomaron esta especificación, aplicada a diferentes mercados internacionales de agro-alimentos, como ser Andayani y Tilley (1997), Fabiosa y Ukhova (2000), Lee et al. (2008); y en lácteos en particular, Ramirez y Wolf (2008) estudian la demanda mexicana de importaciones considerando las categorías de leche en polvo, quesos y otros lácteos, y tres orígenes: Estados Unidos, Unión Europea y Otros.

En base a este enfoque de sistemas de demanda (casi ideal) por orígenes, en este trabajo se estudia la demanda de importaciones lácteas de Brasil, donde Argentina mantiene un fuerte posicionamiento en dicho mercado. Específicamente se consideran tres partidas lácteas: Leche en Polvo Entera, Leche en Polvo Descremada y Quesos. Como orígenes de las importaciones se toman: Argentina, Uruguay y otros competidores internacionales como un origen agregado, pudiendo así derivar los efectos cruzados a fin de detectar el grado de competencia que existe en los mismos.

Lo que resta del presente trabajo se estructura de la siguiente manera: En la próxima sección se presenta el marco teórico microeconómico sobre el que se obtiene la especificación de un sistema de demanda de importaciones por origen. Luego, en la sección de Metodología se detallan los datos utilizados, la construcción de variables, el modelos econométrico y la técnica de estimación utilizada. Posteriormente, en la sección de resultados, se presentan en primer lugar, los parámetros estimados de la función de demanda, para luego analizar las elasticidades-gasto, y las elasticidades-precio propias y cruzadas *marshallianas* y *hicksianas*. Por último, se presentan unas breves conclusiones.

2. Sistema de Demanda de Importaciones por Orígenes

El Sistema Casi Ideal de Demanda Diferenciado por Orígenes (conocido usualmente como *SDAIDS* por sus siglas en inglés²) fue formalmente propuesto por Yang y Koo (1994) para el análisis de la demanda de importaciones de carnes en Japón, y está basado en la influyente contribución de Deaton y Muellbauer (1980) sobre la especificación de sistemas de demanda flexibles consistentes con la teoría microeconómica del consumidor.

Para derivar el sistema para un cierto país importador m , se supone en primer lugar que el mismo tiene preferencias PIGLOG (*Price Independent Generalized Logarithmic*) cuya función de gasto viene dada por

¹Almost Ideal Demand System.

²Source Differentiated Almost Ideal Demand System

$$\ln G_m(\mathbf{p}, U_m) = (1 - U_m) \ln a(\mathbf{p}) + U_m \ln b(\mathbf{p}) \quad (1)$$

donde \mathbf{p} representa al vector N_m -dimensional de precios de diferentes bienes importados con distintos orígenes, U_m es un índice de utilidad, y las funciones $a(\cdot)$ y $b(\cdot)$ están definidas de la forma

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j, \quad (2)$$

y

$$\ln b(\mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + \beta_0 \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i}, \quad (3)$$

siendo α_0 , α_h^i , λ_{hk}^{ij} , β_0 y β_h^i determinados parámetros con $i, j = 1, \dots, N$, $h = 1, \dots, H_i$ y $k = 1, \dots, K_j$, denotando con los supra-índices i y j a los bienes importados (i.e. el producto lácteo específico) y con los sub-índices h y k a los orígenes de las importaciones. Con esta notación que diferencia la cantidad de orígenes por cada bien, se busca formalizar la idea de que para dos bienes distintos ($i \neq j$) el modelo contempla la posibilidad de tener diferentes países (o grupo de estos) como origen; H_i orígenes para el bien i y K_j para el bien j . Luego, sustituyendo (2) y (3) en (1), la función de gasto tiene la siguiente expresión

$$\begin{aligned} \ln G_m(\mathbf{p}, U_m) = & \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j + \\ & + \beta_0 U_m \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i}. \end{aligned} \quad (4)$$

Aplicando el Lema de Shephard a través de diferenciar la función (4) con respecto al logaritmo del precio del bien i importado desde el país h (i.e. $\ln p_h^i$), se obtienen las ecuaciones de participación de dicho producto en el gasto total en importaciones (ω_h^i), como funciones del vector de precios \mathbf{p} y del nivel de utilidad U_m . Tales ecuaciones están dadas por

$$\omega_h^i = \alpha_h^i + \sum_j \sum_k \gamma_{hk}^{ij} \ln p_k^j + \beta_h^i \beta_0 U_m \prod_i \prod_h (p_h^i)^{\beta_h^i - 1}, \quad (5)$$

donde $\omega_h^i = (p_h^i q_h^i / G_m)$ y $\gamma_{hk}^{ij} = (\lambda_{hk}^{ij} + \lambda_{kh}^{ji})/2$. Dado que el gasto total en importaciones que realiza el país importador será igual al valor de la función de gasto al momento en que está maximizando su utilidad ($G_m \equiv G$), es posible remover el índice de utilidad U_m de (5). Específicamente, al resolver (4) para U_m se obtiene la función indirecta de utilidad $V_m(\mathbf{p}, G)$ la que puede usarse en (5) sustituyendo al término U_m , obteniendo así un sistema de ecuaciones de participación correspondientes a las demandas de importaciones *marshallianas*. Esto es,

$$\omega_h^i = \alpha_h^i + \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^{K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_k^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G}{P} \right), \quad (6)$$

con

$$\begin{aligned} i &= 1, \dots, N, \\ h &= 1, \dots, H_i \end{aligned} \quad (7)$$

y

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \sum_h \alpha_h^i \ln p_h^i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \sum_h \sum_k \lambda_{hk}^{ij} \ln p_h^i \ln p_k^j. \quad (8)$$

La propiedades de la homogeneidad lineal de la función de gasto, la simetría derivada de las condiciones de segundo orden y la aditividad entre cada una de ecuaciones de participación, imponen un conjunto de restricciones para que el sistema (8) guarde consistencia con los postulados microeconómicos. Tales restricciones de igualdad son:

Aditividad:

$$\sum_i \sum_h \alpha_h^i = 1, \quad \sum_i \sum_h \gamma_{hk}^{ij} = 0, \quad \sum_i \sum_h \beta_h^i = 0; \quad (9)$$

Homogeneidad:

$$\sum_j \sum_k \gamma_{hk}^{ij} = 0; \quad (10)$$

Simetría:

$$\gamma_{hk}^{ij} = \gamma_{kh}^{ji}. \quad (11)$$

Otra restricción que debería satisfacerse, está relacionada con la curvatura de la función de utilidad, y es la denominada condición de negatividad (Barten y Geyskens, 1975). Específicamente, la cuasi-concavidad requerida de la función de utilidad implica que la matriz de Slutsky (\mathbf{S}) debe ser semi-definida negativa, cuya consecuencia inmediata es que las demandas *hicksianas* (i.e. compensadas) serán decrecientes (más precisamente, no crecientes) en sus propios precios (Holt y Goodwin, 2009). Siguiendo a Holt y Goodwin y a Feleke y Liu (2005) en su versión más empírica, para el caso de sistemas de demanda de importaciones, las condiciones de negatividad serán satisfechas si la siguiente matriz es semi-definida negativa:

$$[\mathbf{S}]_{hk}^{ij} = \gamma_{hk}^{ij} + \beta_h^i \beta_k^j \ln(G/P) - \delta_{hk}^{ij} \omega_h^i + \omega_h^i \omega_k^j \quad (12)$$

donde $[\mathbf{S}]_{hk}^{ij}$ es el elemento de la fila ih y columna jk de la matriz \mathbf{S} , y δ_{hk}^{ij} es el delta de Kronecker entre el bien i de origen h y el j de origen k .

Para un determinado bien importado i exportado por el país h , la elasticidad-gasto (i.e. el cambio porcentual en la cantidad demandada del bien i con origen j como resultado de un cambio del uno por ciento en el gasto total de importaciones lácteas), se obtiene a partir de (6). En particular notando que $\partial \omega_h^i / \partial \ln G = \beta_h^i$, y por ende, $\partial \ln \omega_h^i / \partial \ln G = \beta_h^i / \omega_h^i$, luego como el diferencial $d \ln \omega_h^i$ puede descomponerse como la suma $d \ln p_h^i + d \ln q_h^i - d \ln G$, se obtiene que

$$\eta_{i,h}^G \equiv \frac{\partial \ln q_h^i}{\partial \ln G} = 1 + \frac{\beta_h^i}{\omega_h^i}. \quad (13)$$

También las elasticidades-precio pueden derivarse de la ecuación de participación. En particular, la elasticidad-precio no compensada o *marshalliana* para cualquier sistema de demanda es igual a menos el delta de Kronecker (δ_{ij}) más la derivada parcial del logaritmo de la participación en el gasto respecto al logaritmo del precio en cuestión (Holt y Goodwin, 2009). Para este caso del sistema diferenciado por orígenes, la elasticidad *marshalliana* del bien i con origen h respecto al precio del bien j con origen k estará dada por $-\delta_{hk}^{ij} + \partial \ln \omega_h^i / \partial \ln p_k^j$, donde $\delta_{hk}^{ij} = 1$ si $i = j$ y $h = k$, y $\delta_{hk}^{ij} = 0$ si $i \neq j$ y/o $h \neq k$. Luego de (6) y (8), se tiene la siguiente elasticidad-precio no compensada

$$\eta_{hk_{NC}}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \frac{\gamma_{hk}^{ij}}{\omega_h^i} - \frac{\beta_h^i}{\omega_h^i} \left(\alpha_k^j + \sum_x \sum_y \lambda_{yk}^{xj} \ln p_y^x \right), \quad (14)$$

donde γ_{hk}^{ij} es el coeficiente correspondiente al precio, β_h^i es el correspondiente al gasto, y la expresión entre paréntesis de tercer término, surge de la derivada $\partial \ln P / \partial \ln p_{jk}$ calculada a partir de (8). Usando la ecuación de participación tal expresión es aproximadamente igual a $(\omega_k^j - \beta_k^j \ln(G/P))$ usualmente utilizada en la práctica empírica. Por lo tanto, de (14) pueden conocerse las elasticidades-precio propias y cruzadas *marshalliana*, interpretadas como el cambio porcentual en la cantidad demandada del bien i importado desde h , ante un cambio del uno por ciento en el precio, manteniendo constante el gasto nominal de importaciones del conjunto total de productos (lácteos) considerados.

De la ecuación de Slutsky se obtiene la elasticidad-precio compensada o *hicksiana*, de la forma:

$$\eta_{hk_C}^{ij} = \eta_{hk_{NC}}^{ij} + \omega_k^j \eta_{i,h}^G. \quad (15)$$

La elasticidad-precio *hicksiana* $\eta_{hk_C}^{ij}$ mide el cambio porcentual en la cantidad demanda del bien i importado desde h ante un cambio del uno por ciento del precio del bien j importado desde k , manteniéndose constante el gasto real de las importaciones totales consideradas dentro del sistema.

Dado que las ecuaciones (6) y (8) especifican un sistema no lineal de demanda, en este trabajo se sigue el enfoque de Deaton y Muellbauer (1980) quienes proponen reemplazar el índice no lineal de precios de (8) por una aproximación lineal del mismo, de forma tal que se obtiene un sistema lineal de ecuaciones de participación en el gasto (*LA-AIDS*). En particular, el índice de precios sugerido por Deaton y Muellbauer es el índice de Stone, ya adoptado en los capítulos anteriores para los modelos uni-ecuacionales de demanda. De esta manera, el índice de precios de (8) es reemplazado por

$$\ln \tilde{P} = \sum_j \sum_k \omega_k^j \ln p_k^j. \quad (16)$$

Con esto se obtiene un sistema más parsimonioso para la aplicación empírica, y es el usualmente adoptado en la literatura de estimación de sistemas de demanda de importaciones (Seale et al., 2003; Gil et al., 2004; Feleke y Liu, 2005; Ben Kaabia y Gil, 2007; Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012; Lee et al., 2014, entre otros). Al adoptar la forma lineal del sistema de demanda, las elasticidades-precio (4.13) y (4.14) se reducen a las siguientes fórmulas:

- Elasticidades-precio no compensadas (*marshallianas*):

$$\eta_{hk_{NC}}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \frac{\gamma_{hk}^{ij}}{\omega_h^i} - \beta_h^i \frac{\omega_k^j}{\omega_h^i} \quad (17)$$

- Elasticidades-precio compensadas (*hicksianas*):

$$\eta_{hk_C}^{ij} = \delta_{hk}^{ij} + \gamma_{hk}^{ij} + \omega_k^j \quad (18)$$

3. Metodología

3.1. Datos y Variables

Para la estimación de los sistemas de demanda de importaciones se usan datos de aduana obtenidos de una base internacional privada (Penta-Transaction, 2014) que recolecta información detallada sobre el comercio, principalmente en países sudamericanos. En general, para cada transacción (exportación o importación) se conoce el nomenclador de la partida, la fecha, el país de origen y destino, la aduana de salida-llegada, la cantidad comerciada, el valor F.O.B para las exportaciones y el valor C.I.F para las importaciones. Dependiendo del país específico, también se suele reportar información sobre los exportadores o importadores, tipo de envase, costos de seguro o flete, entre otros.

Tomando esta fuente de aduana, se construyen bases de datos mensuales para el período 2002-2014, de las importaciones lácteas de Brasil por origen. Por la importancia de la leche en polvo y de los quesos en el total lácteo comerciado, es que se consideran tales productos. Por su parte los orígenes son seleccionados por su importancia en la participación de mercado.

En particular el modelo a estimar comprende la leche en polvo entera (*LPE*), la leche en polvo descremada (*LPD*) y los quesos totales (*Q*). Para la *LPE* y la *LPD* se consideran como orígenes sólo Argentina (*a*) y Uruguay (*u*) dado que entre ambos captan en promedio más del 90 por ciento del mercado de leche en polvo importada por Brasil. Para los quesos, además de Argentina y Uruguay, se agrupa al resto en “otros”(*o*), entre los que se encuentran mayoritariamente países europeos, aunque ninguno mantiene una participación demasiado relevante y continua en el tiempo para ser considerado aisladamente.

La variable respuesta del sistema de demanda viene dada por la participación en el gasto total, que es computada como el cociente entre el gasto realizado en el bien específico de un origen y el gasto total en las importaciones lácteas consideradas en el sistema, i.e. $\omega_h^i = G_h^i/G$ donde G_h^i es el valor C.I.F. de las compras del bien *i* que el país *m* realiza al país *h* (con *m* =Brasil) y $G = \sum_i \sum_h G_h^i$, lo que hace completo al sistema de demanda. Los precios de demanda de importaciones son los precios C.I.F computados como el cociente entre el valor y las cantidades (kilogramos netos) importadas, i.e. $p_h^i = G_h^i/q_h^i$.

En la tabla 1 se presenta un resumen estadístico de la participación y de los precios para cada importador. De las participaciones medias, se puede observar el posicionamiento predominante de Argentina en dicho mercado.

Tabla 1: Resumen Estadístico de la Participación de Mercado y de los Precios de Importación. Período 2002-2014

<i>Importador (m)</i>	<i>Bien (i)</i>	<i>Origen (h)</i>	ω_h^i		p_h^i	
			Media	DE	Media	DE
Brasil	LPE	Argentina	0.412	0.163	3.074	1.083
	LPE	Uruguay	0.157	0.122	2.852	1.068
	LPD	Argentina	0.087	0.052	3.082	1.009
	LPD	Uruguay	0.080	0.082	2.990	1.150
	Quesos	Argentina	0.122	0.086	3.976	1.187
	Quesos	Uruguay	0.072	0.044	4.031	1.469
	Quesos	Otros	0.071	0.043	6.423	2.327

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Aduana (Penta-Transaction, 2014).

En el período la LPE argentina representó en promedio más del 40 por ciento de las importaciones lácteas, existiendo meses en las que las mismas llegaron a ser el 80 por ciento del total. Sin embargo, la evolución de las compras de LPE ha sido decreciente, principalmente a partir de 2008, mientras que los quesos argentinos, por el contrario, muestran una creciente participación en la compras brasileras totales, que si bien en todo el período tienen una participación del 12.2 por ciento, a partir de 2011 llegaron a registrarse meses en los que los mismos superan al 40 por ciento del. Para Uruguay, si bien las exportaciones están concentradas en la LPE, la brecha con Argentina en LPD es mucho menor, con participaciones promedio prácticamente iguales. Al comparar los precios, se observan precios medios de la leche en polvo superiores en Argentina respecto a Uruguay, ocurriendo totalmente lo contrario con los quesos, existiendo mayor brecha con los otros países exportadores. Esta diferencia responde en gran parte a la composición de los tipos de quesos comerciados.

3.2. Modelos Econométricos y Estimación

Para $t = \text{Ene} - 2002, \dots, \text{Dic} - 2014$ ($T = 156$), la versión empírica o econométrica del sistema de demanda (6) puede escribirse de la forma

$$\omega_{h,t}^i = \alpha_h^i + \sum_{j \in N} \sum_{k \in K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_{k,t}^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G_t}{\tilde{P}_t} \right) + \varepsilon_{h,t}^i, \quad (19)$$

con $i \in N$ y $h \in K_i$, siendo $\varepsilon_{h,t}^i$ un término de perturbación aleatoria. Para este caso particular de la demanda de importaciones lácteas totales de Brasil, se tiene que $N = \{LPE, LPD, Q\}$, $K_{LPE} = \{a, u\}$, $K_{LPD} = \{a, u\}$ y $K_Q = \{a, u, o\}$ representando con a a Argentina, u a Uruguay y con o al resto de los exportadores.

Dada la potencial interdependencia de las ecuaciones del sistema (19), es que en general se supone la existencia de correlación contemporánea entre las mismas (i.e. $\text{Corr}(\varepsilon_{h,t}^i, \varepsilon_{k,t}^j) \neq 0$), por ello el método usual para la estimación de sistemas de demanda es el de *Regresiones Aparentemente No Relacionadas* o regresión SUR³ de Zellner (1962) vía Máxima Verosimilitud (MV) o Mínimos Cuadrados Generalizados Factible (MCGF) usando un estimador de la matriz de correlación contemporánea entre ecuaciones. Tal método en sistemas como (19) es el que se encuentra en las investigaciones más tempranas de demanda de importaciones (e.g. Seale Jr. et al., 1992; Yang y Koo, 1994, Satyanarayana et al., 1999) utilizando datos anuales e imponiendo restricciones adicionales (como la de “sustituibilidad-bloque”) por cuestiones de grados de libertad del modelo, a pesar de tomar una extensión considerable del tiempo.

Sin embargo, al utilizar series temporales existen potenciales shocks exógenos relacionados con las preferencias o los precios, que impactan en la relaciones de demanda de forma temporaria o permanente (Holt y Goodwin, 2009). Para el caso de la demanda de importaciones, la existencia de acuerdos, barreras y demás políticas comerciales llevadas a cabo por los países socios, como también las variaciones de los precios internacionales de alimentos por shocks en la demanda global, marcan tendencias y/o quiebres estructurales que deben ser captados por la demanda estimada. Adicionalmente, al trabajar con periodicidad trimestral, cuatrimestral o mensual, como en el presente caso, es probable que exista una componente estacional del comercio que provoca desplazamientos en la función de demanda. La forma usual de introducir tales variables es por medio de cambios en el intercepto (e.g. Seale Jr. et al, 2003, Feleke y Liu, 2005, Nahuelhual, 2005; Wan et al., 2010) que en el caso de introducir tendencia y variables de estacionalidad, se

³SUR: Seemingly Unrelated Equations.

tendría una descomposición del intercepto de la forma $\alpha_{h,t}^i = \alpha_{h,0}^i + \zeta_h^i t_A + \sum_{\tau} \epsilon_{h,\tau}^i T_{\tau}$, siendo T_{τ} las variables *dummies* que reflejan el comportamiento estacional (mensual, trimestral o cuatrimestral) de las importaciones, y t_A la tendencia anual. De esta manera, incluyendo tendencia y estacionalidad, (19) puede escribirse de la forma:

$$\omega_{h,t}^i = \alpha_{h,0}^i + \sum_{j \in N} \sum_{k \in K_j} \gamma_{hk}^{ij} \ln p_{k,t}^j + \beta_h^i \ln \left(\frac{G_t}{\bar{P}_t} \right) + \zeta_{h,t}^i t_A + \sum_{\tau} \epsilon_{h,\tau}^i T_{\tau} + \varepsilon_{h,t}^i. \quad (20)$$

Para este modelo se tienen las siguientes restricciones de aditividad:

$$\sum_i \sum_h \alpha_{h,0}^i = 1, \sum_i \sum_h \zeta_h^i = 0, \sum_i \sum_h \epsilon_{h,\tau}^i = 0, \sum_i \sum_h \gamma_{hk}^{ij} = 0, \sum_i \sum_h \beta_h^i = 0,$$

las que son impuestas para la estimación de (4.19) además de la homogeneidad y simetría, dadas por (10) y (10) respectivamente.

Asumiendo que los conjuntos de bienes N y destinos K_j terminan definiendo n ecuaciones en el sistema (20), luego por la restricción de aditividad, una ecuación debe omitirse de la estimación debido a que la matriz de covarianza $n \times n$ no es de rango completo, recuperándose luego los coeficientes de la ecuación omitida a partir de las restricciones de aditividad, homogeneidad y simetría (Barten, 1969).

Para analizar el comportamiento estacional de las participaciones $\omega_{i,t}^h$, se analiza la media de cada mes calculada sobre todos los años. Para el caso de Brasil se observa un comportamiento estacional por trimestres, principalmente en los productos con mayor participación (esto es, LPE en el modelo de lácteos totales, y mozzarella y quesos semiduros para el modelo con tipos de quesos), revelándose un comportamiento estacional contrapuesto entre Argentina y Uruguay. Específicamente, los variables estacionales quedan definidas por las siguientes *dummies*: T_1 (tomada como base) para el trimestre de Diciembre-Febrero, T_2 para Marzo-Mayo, T_3 para Junio-Agosto y T_4 para Setiembre-Noviembre.

Si bien se evitó el problema de los “ceros” en el comercio eligiendo los países exportadores que tienen una participación regular en las importaciones lácteas, o bien agrupando exportadores (“otros”) y partidas lácteas, existen algunos meses en los que las compras a un cierto origen son nulas. A pesar de que la proporción de ceros es ínfima para casi todas las series (en general no llegando al 3% de los datos), al no poder contar con un precio implícito (C.I.F), deben imputarse los mismos, en orden de considerar también la compra nula como solución de esquina del importador. Para ello se utilizan predicciones que surgen de una regresión lineal del logaritmo del precio a imputar sobre otras variables (tendencia, precios, cantidades y gasto total) que están completos para toda la muestra, procurando obtener un buen ajuste y predicción (Hein y Wessells, 1990). De esta manera, el logaritmo de los precios de las importaciones del bien i desde el país h será:

$$\ln p_{h,t}^i = \begin{cases} \ln \left(\frac{G_{h,t}^i}{q_{h,t}^i} \right) & \text{si } G_{h,t}^i, q_{h,t}^i \neq 0 \\ \mathbf{x}_t^T \hat{\mu}_h^i & \text{en caso contrario,} \end{cases} \quad (21)$$

donde \mathbf{x}_t es el vector de co-variables seleccionadas en cada caso para predecir el logaritmo del

precio, y $\hat{\mu}_h^i$ es el parámetro estimado vía MCO de la regresión $E(\ln p_{h,t}^i) = \mathbf{x}_t^T \mu_h^i$.

Dado que el nivel de precios \tilde{P}_t del índice de Stone incluye en su cómputo a la participación de mercado $\omega_{h,t}^i$, la que al mismo tiempo constituye la variable respuesta en (19), existe riesgo de endogeneidad por simultaneidad, por lo que suele utilizarse alguna corrección del índice de Stone. Dos opciones muy adoptadas son, en primer lugar aquélla que toma la participación media del exportador h en todo el período ($\bar{\omega}_h^i$) como sugiere Moschini (1995) o bien la que utiliza las participaciones rezagadas (Eales y Unnevehr, 1988). Aquí se adopta este último enfoque para captar el rol de los cambios en las participaciones de mercado sobre el índice de precios de los lácteos importados. Por lo tanto, en (18) el índice de precios utilizado viene dado por

$$\ln \tilde{P}_t = \begin{cases} \sum_j \sum_k \omega_{k,1}^j \ln p_{k,1}^j & \text{si } t = 1 \\ \sum_j \sum_k \omega_{k,t-1}^j \ln p_{k,t}^j & \text{si } t > 1, \end{cases} \quad (22)$$

Por otra parte, al trabajar con series temporales resulta conveniente modelar la potencial correlación serial del error de los modelos, adicionalmente a la correlación contemporánea entre ecuaciones del sistema. La existencia de correlación serial en general es confirmada por las investigaciones empíricas de demanda que utilizan series de tiempo (e.g. Washington y Kilmer, 2002; Seale Jr. et al., 2003; Gohin y Féménia, 2009; entre otros). Es decir que si ε_t es un vector $(n-1)$ -ésimo de los términos de error del sistema (20) de n ecuaciones ⁴, luego se asume que tal término de error sigue un proceso autoregresivo de primer orden, i.e. AR(1), de forma tal que

$$\varepsilon_t = \mathbf{R}\varepsilon_{t-1} + e_t \quad (23)$$

donde \mathbf{R} es una matriz de autocorrelación de orden $(n-1) \times (n-1)$ y e_t es un vector de dimensión $(n-1) \times 1$ con $E(e_t) = 0$, $E(e_t e_t^T) = \Omega$ y $E(e_t e_s^T) = 0$ para todo $t \neq s$. De esta manera se está considerando tanto la correlación contemporánea entre ecuaciones (vía Ω) como la correlación serial para cada ecuación (vía \mathbf{R}). Luego, siguiendo a Holt (1998), la estructura (23) daría un sistema de la forma

$$\omega_t = \psi(\mathbf{X}_t, \theta) + \mathbf{R}[\omega_{t-1} - \psi(\mathbf{X}_{t-1}, \theta)] + e_t \quad (24)$$

donde ω_t es el vector de las participaciones $\omega_{h,t}^i$ de dimensión $(n-1)$, \mathbf{x}_t es la matriz variables (precios, gasto, tendencia y variables estacionales), θ es la matriz de los parámetros del sistema de demanda, i.e. $(\alpha_{h,0}^i, \gamma_{hk}^{ij}, \beta_h^i, \zeta_h^i, \epsilon_{h,\tau}^i)$, y $\psi(\cdot)$ es la función de demanda correspondiente al sistema AIDS como en (20). De (24) se observa que la parametrización \mathbf{R} debe cumplir con la restricción de aditividad del sistema. Existen varias maneras de parametrizar \mathbf{R} (e.g. Holt, 1998). En la presente tesis se adopta una especificación simple, dada por un solo parámetro de auto-correlación, siguiendo la propuesta de Berndt y Savin (1975). Para la estimación del sistema con el método de Berndt y Savin, se utiliza el paquete ‘**erer**’ para el software R, desarrollado por Changyou Sun (2015).

⁴Por singularidad del sistema, una ecuación debe omitirse, por lo que la dimensión del vector de los errores es $n-1$.

Por último cabe aclarar, que en el contexto de estudio de sistema con series temporales, se ha difundido el uso de sistemas dinámicos de demanda utilizando especificaciones tipo *AIDS*. Algunos modelos proponen especificaciones dinámicas, simplemente tomando diferencias con diferentes órdenes estacionales (e.g. Seale Jr. et al., 2003, Muhammad et al. 2004; 2007; Harri et al. 2010), o usando como predictora la suma de los rezagos de la participación del gasto tal como en Feleke y Liu (2005). Una vasta literatura empírica (e.g. Ben Kaabia y Gil, 2007; Nzaku and Huston, 2009, Wan et al., 2010; Nzaku et al., 2012, entre otros) muestra que en general las variables involucradas en el sistema, son de raíz unitaria, encontrando con ello relaciones de cointegración, estimando luego el sistema usando modelos de corrección de errores (ECM). Sin embargo, como bien argumentan Holt y Goodwin (2010), este enfoque dinámico tiene una importante limitación debido a que la variable respuesta (i.e. la participación en el gasto total), por definición, está acotada en el $[0, 1]$, lo que es inconsistente con el comportamiento de raíz unitaria y, por lo tanto, con el uso de la primera diferencia de la variable. Incluso, para el caso empírico aquí tratado, se pudo corroborar mediante la aplicación de contrastes de raíces unitarias (específicamente, Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron) que las participaciones son estacionarias. A su vez, los precios pueden hacerse estacionarios imponiendo homogeneidad por medio de su expresión en términos de precios relativos (Gil et al., 2004). Por lo tanto, en el presente trabajo se decide trabajar con sistemas estáticos, acotando con ello los resultados a la obtención elasticidades de largo plazo.

4. Resultados

Los coeficientes de la demanda brasilera de importaciones lácteas según país de origen se presentan en la Tabla 2, de la cual fue excluida la ecuación de quesos para el resto de los exportadores (i.e. la correspondiente a ω_o^Q) por motivos de singularidad del sistema; sin embargo con las restricciones de homogeneidad, aditividad y simetría, tales coeficientes son fácilmente recuperables.

En primer lugar, para el caso de las variables estacionales, como fue aclarado en la sección metodológica, en este caso se toman cuatro trimestres: Diciembre-Febrero (T_1 , tomada como base), Marzo-Mayo (T_2), Junio-Agosto (T_3) y Setiembre -Noviembre (T_4). Estas variables de estacionalidad muestran ser estadísticamente significativas sólo para el caso de la LPE de Argentina, mostrando una menor participación en el mercado brasilero en todos los trimestres al comparar con el correspondiente a los meses de Diciembre-Febrero. Esta reducción de la participación argentina parece compensarse con una mayor participación uruguaya, donde la estacionalidad es significativa sólo en T_2 , pero con coeficientes contrarios a los de Argentina en todos los trimestres. Para el resto de los productos lácteos (LPD y Quesos) no se observa un comportamiento estacional relevante en las cuotas del mercado.

La variable de tendencia muestra que la participación de la LPE en el gasto de importaciones lácteas ha sido decreciente para ambos orígenes, a favor de los quesos principalmente de origen argentino. Tales cambios responden más a un incremento en las cantidades importadas de quesos que a una reducción de la LPE, que con algunos altibajos, muestra una tendencia relativamente estable en el período bajo análisis. También para la LPD, si bien leve, la participación en el gasto total de importaciones lácteas ha sido creciente.

En relación a los parámetros β_h^i correspondientes al gasto total real en importaciones lácteas (i.e. $\ln(G/P)$), se observa que las variaciones del mismo impactan significativamente en las participaciones de la leche en polvo a un nivel del 1 por ciento, negativamente para la LPE pero de forma positiva para la LPD, tanto de Argentina como de Uruguay. Es decir, que un aumento

Tabla 2: Parámetros del Sistema de Demanda de Importaciones Lácteas de Brasil

Variables	ω_a^{LPE}	ω_u^{LPE}	ω_a^{LPD}	ω_u^{LPD}	ω_a^Q	ω_u^Q
T_2	-0.087*** (0.0286)	0.052** (0.0255)	-0.004 (0.0115)	0.024 (0.0185)	-0.013 (0.0139)	-0.002 (0.011)
T_3	-0.087*** (0.0295)	0.019 (0.027)	0.0001 (0.0083)	0.015 (0.0188)	0.008 (0.0138)	0.015 (0.0098)
T_4	-0.051* (0.0283)	0.003 (0.0222)	0.002 (0.0167)	0.008 (0.0178)	0.009 (0.0139)	0.022** (0.0092)
$tend$	-0.022*** (0.0036)	-0.010*** (0.0032)	0.004** (0.0015)	0.003 (0.0023)	0.014*** (0.0017)	0.004*** (0.0011)
$\ln(G/P)$	-0.060*** (0.0188)	0.100*** (0.0169)	-0.026*** (0.0085)	0.040*** (0.0126)	0.008 (0.0091)	-0.015** (0.0061)
$\ln p_a^{LPE}$	-0.084 (0.1717)	-0.135 (0.0869)	-0.016 (0.0702)	0.119 (0.0917)	-0.002 (0.0667)	0.086** (0.0412)
$\ln p_u^{LPE}$	-0.135 (0.0869)	0.101 (0.0799)	0.045 (0.0391)	-0.005 (0.0510)	0.052 (0.0362)	0.014 (0.0242)
$\ln p_a^{LPD}$	-0.016 (0.0701)	0.045 (0.0391)	0.018 (0.0578)	-0.042 (0.0483)	0.025 (0.0299)	-0.041* (0.0221)
$\ln p_u^{LPD}$	0.119 (0.0916)	-0.005 (0.0510)	-0.042 (0.0483)	-0.001 (0.0833)	-0.056 (0.038)	-0.047* (0.0275)
$\ln p_a^Q$	-0.002 (0.0667)	0.052 (0.0363)	0.025 (0.0299)	-0.056 (0.038)	-0.069* (0.0353)	0.058*** (0.0185)
$\ln p_u^Q$	0.086** (0.0412)	0.014 (0.0242)	-0.041* (0.0222)	-0.047* (0.0275)	0.058*** (0.0185)	-0.075*** (0.0186)
$\ln p_o^Q$	0.034 (0.034)	-0.071*** (0.0205)	0.012 (0.0186)	0.033 (0.0232)	-0.008 (0.0156)	0.005 (0.0117)
α_j	1.503*** (0.2808)	-1.290*** (0.2516)	0.459*** (0.1282)	-0.561*** (0.1864)	-0.093 (0.1344)	0.268*** (0.092)
R^2	0.397	0.254	0.10	0.174	0.452	0.214
Test B-G [†]	0.21 [0.65]	0.018 [0.89]	0.07 [0.79]	0.472 [0.49]	17.531 [0.00]	0.553 [0.46]
Test B-P [‡]	31.761 [0.00]	16.11 [0.19]	10.275 [0.59]	15.719 [0.2]	23.796 [0.02]	12.382 [0.42]
RESET *	3.778 [0.03]	0.272 [0.76]	2.416 [0.09]	0.785 [0.46]	10.432 [0.00]	2.058 [0.13]

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01\%$; ** $p < 0.05\%$; * $p < 0.1\%$. P-valores entre corchetes.

† H0: no hay correlación serial. ‡ H0: homocedasticidad. ★ H0: no hay errores de especificación funcional.

(disminución) en el gasto total real de importaciones lácteas que realiza Brasil, se asocia con una caída (aumento) de la participación de la LPE y un aumento (caída) de la LPD, siendo mayor el impacto para las importaciones provenientes de Uruguay. Por el contrario, para los quesos argentinos, los cambios en el gasto total no muestran tener un efecto significativo sobre su participación en la importación láctea total, pero para los quesos uruguayos existe una asociación negativa significativa al 5 por ciento. Para el caso de los precios, se observa que en particular los precios de los quesos resultan significativos, y principalmente en las ecuaciones de participación de los quesos de origen argentino y uruguayo.

Para lo que se espera de este tipo de modelos microeconómicos, se observan ajustes aceptables en términos del R-cuadrado, principalmente para la LPE y Quesos argentinos. Los contrastes de diagnóstico del modelo muestran que del test de Breush-Godfrey (test B-G), la corrección

por auto-correlación con la estructura AR(1) resulta efectiva, al no rechazar la hipótesis nula en cinco de las seis ecuaciones ⁵. Del test de Breusch-Pagan, a un nivel del 5 por ciento se observa que en cuatro de las seis ecuaciones no puede rechazarse la hipótesis de errores homocedásticos, y a un nivel del 1 por ciento, en cinco de las seis ecuaciones de demanda el supuesto de homocedasticidad no es rechazado. Del contraste de Ramsey de errores de especificación en modelos de regresión, se tiene también que a un nivel del 1 por ciento, en cinco de las seis ecuaciones no hay prueba estadística suficiente de que existan errores de especificación funcional. Por ende, con la excepción de la ecuación correspondiente a los quesos argentinos, el sistema casi ideal para las importaciones lácteas totales de Brasil muestra tener un buen desempeño estadístico.

Tabla 3: Contraste de Autocorrelación, Homogeneidad y Simetría. Demanda de Brasil

	Log-Vers. (ℓ)	$-2[\ell(\theta^R) - \ell(\theta^{NoR})]$	g.l.
No -AR(1)	1499.1		
AR(1)	1529.9	61.6	(1)
Homogeneidad	1525.7	8.4158	(6)
Simetría	1520.5	18.692	(15)
Homog. & Simetría	1518.9	21.941	(21)

Las estimaciones del sistema de demanda se obtuvo imponiendo las restricciones (9)-(11) para su consistencia con la teoría económica. A pesar de que este requerimiento teórico debe ser mantenido en coherencia con el comportamiento microeconómico, es una práctica usual, y también recomendable, contrastar empíricamente tales restricciones (Laitinen, 1978; Meisner, 1979). Básicamente esto se realiza para chequear en parte si los datos observados y ajustados son consistentes con el comportamiento previsto por la teoría del consumidor en un marco de demanda de importaciones. En la tabla 3 se presentan los contrastes de tales restricciones teóricas mediante el estadístico de cociente de verosimilitud. Además de las restricciones de homogeneidad y simetría, se contrasta la auto-correlación modelada mediante un AR(1). El test de cociente de verosimilitud, consistentemente con la prueba de Breush-Godfrey, rechaza la inexistencia de auto-correlación de primer orden. Además se observa que ninguna restricción económica se rechaza. Por lo tanto, puede concluirse que para el caso de Brasil las restricciones del sistema de demanda resultan bastante compatibles con los resultados empíricos del modelo.

En la tabla 4 se presentan los resultados de las elasticidades-gasto y precio propias, computadas a partir de (12), (16) y (17), evaluadas en la participación media, con errores estándar obtenidos mediante el método delta.

Las elasticidades-gasto son mayores que uno para la LPE y LPD uruguaya (1.6 y 1.51, respectivamente) y para los quesos argentinos (1.182). Por el contrario, tales elasticidades son menores a la unidad para la LPE y LPD argentina (0.8 y 0.61, respectivamente), como así también pa-

⁵Para los modelos estimados vía SUR sin AR(1) de la forma convencional, se rechaza la ausencia de auto-correlación en cada ecuación, correspondiente a la hipótesis nula del test B-G. Tales resultados están disponibles si son solicitados al autor.

Tabla 4: Elasticidades Gasto ($\eta_{i,h}^G$) y Precio Propias ($\eta_{h,h_{NC}}^{i,i}$ & $\eta_{h,h_C}^{i,i}$). Demanda de Brasil

Producto	Exportador	Elast.-Gasto	Elasticidades-Precio Propias	
			<i>Marshalliana</i>	<i>Hicksiana</i>
<i>Total Lácteos</i>				
LPE	Argentina	0.800*** (0.041)	-1.131** (0.407)	-0.802* (0.408)
LPE	Uruguay	1.600*** (0.093)	0.074 (0.481)	0.325 (0.479)
LPD	Argentina	0.761*** (0.090)	-1.580** (0.676)	-1.514** (0.674)
LPD	Uruguay	1.517*** (0.142)	-1.321 (1.007)	-1.199 (1.011)
Quesos	Argentina	1.182*** (0.070)	-1.434*** (0.274)	-1.290*** (0.275)
Quesos	Uruguay	0.847*** (0.078)	-2.203*** (0.238)	-2.143*** (0.237)
Quesos	Otros	0.387*** (0.063)	-0.988*** (0.185)	-0.961*** (0.185)

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

ra los quesos provenientes de Uruguay y otros orígenes (0.847 y 0.387, respectivamente). Esto significa que si las importaciones lácteas de Brasil se incrementan en un 1 por ciento, luego la cantidad demandada de leche en polvo uruguaya y de quesos argentinos se incrementaría en más del 1 por ciento, mientras que la cantidades importadas de leche en polvo argentina y de quesos provenientes de países competidores de Argentina aumentarían en un porcentaje menor. En términos de la categorización (micro)económica de los bienes, estos resultados revelan que si bien para Brasil todas las importaciones lácteas son “bienes normales”, los quesos argentinos y la leche en polvo uruguaya constituirían “bienes de lujo”, mientras que el resto son “necesarios”, una vez que se asume como variable *proxy* de la renta, al gasto lácteo total.

A excepción de la LPE uruguaya, todas las elasticidades-precio propias (últimas dos columnas de la tabla 4) tienen el signo esperado, siendo estadísticamente significativas a un nivel del 1 por ciento en los quesos de todos los orígenes, y a un nivel del 5 por ciento para la leche en polvo argentina. Si bien para la LPD uruguaya las elasticidades-precio propias tienen el signo esperado, no son estadísticamente significativas.

En todos los casos, las elasticidades-precio propias no compensadas (*marshallianas*) son mayores en valor absoluto a las elasticidades-precio compensadas (*hicksianas*). Esto significa que los “efectos-renta” son positivos, o más precisamente, los efectos de cambios en el precio sobre el desembolso total destinado a la compra de lácteos importados. Específicamente, para aquellos bienes con mayor participación en el gasto total (tal como la LPE y los quesos argentinos), la brecha entre elasticidades compensadas y no compensadas es mayor, debido a que el efecto de las variaciones del precio de los mismos tiene un mayor peso sobre el gasto real. En particular, la LPE de Argentina es elástica cuando se considera la elasticidad no compensada mientras que es inelástica según la elasticidad compensada. Precisamente, una reducción porcentual en el precio de la LPE argentina incrementa su cantidad demandada en una proporción mayor si se considera el efecto renta. Sin embargo, si el gasto real en importaciones lácteas se mantuviera constante,

un incremento del 10 por ciento en el precio de la LPE argentina aumentaría en 8 por ciento la cantidad demandada de la misma. Por el contrario, para la LPD y los quesos argentinos, aún manteniendo el gasto real constante, las demandas son elásticas respecto a su propio precio. La mayor elasticidad se revela para los quesos uruguayos mostrando que un incremento (reducción) de su precio en un 10 por ciento, disminuye (aumenta) su cantidad demandada en más del 20 por ciento. A su vez, para los quesos de los otros orígenes, la elasticidad es prácticamente unitaria.

Un resultado llamativo es la brecha de elasticidades- precio de la LPE entre Argentina y Uruguay, estimándose para el último caso elasticidades prácticamente nulas. Esto coincide con lo revelado de las series de participación y cantidades importadas para el período seleccionado, en el cual se tiene una tendencia creciente de los precios internacionales de la LPE, sin embargo a partir de 2008 existe al mismo tiempo una tendencia creciente en las cantidades importadas desde Uruguay y decreciente en las cantidades importadas desde Argentina, cerrándose la brecha, de la participación que tiene cada país en el mercado brasilero de LPE. Mientras que en el total importado lácteo (específicamente, leche en polvo más quesos), la LPE uruguaya logró mantener su participación alrededor del 15 por ciento, la LPE de Argentina disminuyó fuertemente su participación, pasando de un promedio del 50 por ciento que tuvo hasta 2009 a un 27.3 por ciento a partir de 2010. De esta manera, la mayor elasticidad de Argentina respecto a Uruguay estaría mostrando la pérdida de competitividad de la LPE argentina en el mercado brasilero. Por otro lado, la menor elasticidad-precio propio en los quesos argentinos respecto a los uruguayos estaría revelando un mayor potencial competitivo de los quesos de Argentina.

Las tabla 5 muestra las elasticidades-precio cruzadas derivadas del sistema de demanda. Si bien las elasticidades cruzadas *marshallianas* también se presentan a los fines expositivos, para analizar el grado de sustitución o competencia entre los distintos bienes importados, resultan ser más informativas las elasticidades *hicksianas*, al representar éstas puro efecto-sustitución (i.e. netas del efecto-renta).

En general, las elasticidades-cruzadas muestran las relaciones de competitividad entre los diferentes bienes y orígenes. Si son positivas, ambos bienes son sustitutos, siendo complementarios en caso contrario. En los estudios de demanda de importaciones, se espera que un mismo bien entre dos orígenes sean sustitutos, pero empíricamente esto puede que no sea así, debido a movimientos paralelos en los tipos de cambio entre dos exportadores a la vez que las restricciones impuestas a los sistemas de demanda (homogeneidad y simetría) pueden contribuir a mostrar relaciones aparentes de complementariedad (Yang y Koo, 1994: 406). Por ejemplo de la tabla 5 se observan elasticidades-precio cruzadas negativas entre la LPE argentina y uruguaya. Es decir, que un incremento en el precio de la LPE argentina (uruguaya) disminuye la cantidad demanda de LPE uruguaya (argentina). Esto puede deberse a que al ser la LPE un *commodity* con escaso grado de diferenciación y al ser países tan cercanos (y por ello, con similares coste de transporte) es muy probable que los movimientos de precios tengan un alto grado de paralelismo, lo que sería captado con una elasticidad-cruzada negativa. En otros casos, tal como entre la LPD uruguaya (argentina) y los quesos argentinos (uruguayos) el signo negativo resulta mas difícil de explicar e interpretar. Otras complementariedades, como distintos bienes de un mismo país de origen (tal como la LPD y los quesos uruguayos), cobran más sentido económico, a través de las economías de transporte y de negociaciones internacionales que tiene un país importador al comprar distintos productos de un cierto exportador.

Focalizando el análisis en el grado de sustitución entre los productos importados, se observa que entre la LPE argentina y la LPD uruguaya existe un efecto cruzado significativo, siendo mayor el efecto de los precios de la LPE argentina sobre la demanda de LPD uruguaya (2.227), que la de

Tabla 5: Elasticidades-Precio Cruzadas de la Demanda de Importaciones Lácteas. Brasil

Cantidad	Precio						
	LPE_a	LPE_u	LPD_a	LPD_u	Q_a	Q_u	Q_o
<i>Marshallianas</i>							
LPE_a	-	-0.494**	0.077	0.370*	-0.059	0.273***	0.164**
	-	(0.202)	(0.175)	(0.218)	(0.135)	(0.094)	(0.082)
LPE_u	-1.628***	-	0.112	-0.17	0.513**	0.03	-0.530***
	(0.528)	-	(0.238)	(0.323)	(0.220)	(0.152)	(0.119)
LPD_a	0.378	0.331	-	-0.015	0.411	-0.463*	0.178
	(0.818)	(0.427)	-	(0.556)	(0.327)	(0.243)	(0.226)
LPD_u	1.602	-0.319	-0.082	-	-0.985**	-0.676**	0.265
	(1.128)	(0.638)	(0.603)	-	(0.45)	(0.329)	(0.292)
Q_a	-0.356	0.726**	0.259	-0.623**	-	0.466***	-0.220*
	(0.458)	(0.285)	(0.237)	(0.298)	-	(0.146)	(0.127)
Q_u	1.553***	0.183	-0.573*	-0.704*	0.834***	-	0.065
	(0.54)	(0.33)	(0.296)	(0.365)	(0.245)	-	(0.151)
Q_o	1.124**	-0.983***	0.252	0.391	-0.281	0.098	-
	(0.471)	(0.276)	(0.276)	(0.329)	(0.216)	(0.15)	-
<i>Hicksianas</i>							
LPE_a	-	-0.369*	0.147	0.434*	0.039	0.330***	0.221**
	-	(0.202)	(0.174)	(0.219)	(0.136)	(0.094)	(0.081)
LPE_u	-0.969*	-	0.251	-0.042	0.708***	0.144	-0.417***
	(0.53)	-	(0.237)	(0.326)	(0.221)	(0.15)	(0.124)
LPD_a	0.691	0.45	-	0.046	0.504	-0.409*	0.231
	(0.82)	(0.424)	-	(0.554)	(0.329)	(0.242)	(0.223)
LPD_u	2.227*	-0.082	0.05	-	-0.801*	-0.567*	0.372
	(1.122)	(0.636)	(0.602)	-	(0.453)	(0.327)	(0.289)
Q_a	0.131	0.911***	0.362	-0.528*	-	0.551***	-0.136
	(0.456)	(0.284)	(0.236)	(0.299)	-	(0.145)	(0.125)
Q_u	1.901***	0.316	-0.499*	-0.636*	0.937***	-	0.125
	(0.541)	(0.329)	(0.295)	(0.367)	(0.246)	-	(0.15)
Q_o	1.284**	-0.922***	0.286	0.422	-0.234	0.126	-
	(0.471)	(0.275)	(0.276)	(0.328)	(0.216)	(0.151)	-

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

los precios de la LPD uruguaya sobre la cantidad demandada de LPE argentina (0.434). Específicamente, un abaratamiento de la LPE argentina llevaría a reducir la demanda de LPD uruguaya en una proporción que duplica a la variación del precio (i.e. $\eta_{a,u}^{LPE,LPD} = 2,227$). Incluso este efecto-cruzado es mayor al efecto-propio, lo que puede explicarse por la proporción que tiene la LPE de Argentina en el total lácteo importado por Brasil. También existe sustituibilidad significativa y elevada entre la LPE argentina y los quesos de los países competidores (i.e. Uruguay y los otros). Por otra parte, entre los quesos argentinos y la LPE uruguaya la elasticidad-precio cruzada es alta y estadísticamente significativa ($\eta_{a,u}^{Q,LPE} = 0,911$ y $\eta_{u,a}^{LPE,Q} = 0,708$).

La elasticidad-cruzada muestra un nivel importante de competencia entre los quesos argentinos y uruguayos, siendo asimétrica la respuesta de sustitución. Un incremento del 10 por ciento en el precio medio de los quesos argentinos, incrementaría la cantidad demandada de quesos uruguayos en casi un 10 por ciento, mientras que si los quesos uruguayos son los que se aumentan en un 10 por ciento, la sustitución por quesos argentinos sería proporcionalmente menor (específicamente, 5.51 por ciento).

5. Conclusiones

En base al enfoque de los Sistemas Casi Ideales de Demanda (*Almost Ideal Demand System*), en el presente trabajo se estima la demanda de importaciones lácteas de Brasil, donde Argentina junto a Uruguay mantienen una participación mayoritaria del mercado, a la vez que constituye uno de los destinos más importantes de las exportaciones lácteas de dichos países.

Proponiendo un modelo de demanda de importaciones diferenciado por orígenes, el sistema planteado tiene en cuenta diferentes países y productos lácteos que compiten en el mercado brasilero.

Para la estimación del sistema de demanda se utilizan datos de Aduana de Brasil para el período 2002-2014, tomando una periodicidad mensual para los flujos de comercio que son usados para la construcción de las variables involucradas en los modelos. Siguiendo el enfoque de ecuaciones aparentemente no relacionadas para la estimación de sistemas (método *SUR*), e incorporando tendencia, estacionalidad y una estructura de auto-correlación en los errores, se obtienen los parámetros de la demanda, que luego entran en el cómputo de las elasticidades gasto y precio compensadas y no compensadas (propias y cruzadas).

En general, el modelo estimado muestran un ajuste aceptable. Al proponer una estructura AR(1) para los errores del sistema, se contrasta su existencia mediante un test de cociente de verosimilitud. Así mismo, se ponen a prueba las hipótesis de homogeneidad y simetría, impuestas por la teoría económica subyacente, no rechazándose estadísticamente ninguna de ellas.

En base a los valores de las elasticidades-gasto estimadas se encuentra que para el mercado brasilero un mayor el gasto en importaciones lácteas se reparte de forma tal que se incrementa la cantidad demandada de leche en polvo uruguaya y de quesos argentinos en una proporción mayor, mientras que la leche en polvo argentina y los quesos de sus competidores, aumenta en una proporción menor.

Las elasticidades-precio propias, muestran que Argentina tiene una elasticidad-precio significativamente mayor a la de Uruguay, mostrando con ello una desventaja relativa en términos de competitividad. Pero por otro lado, los quesos argentinos tienen menor elasticidad-precio propio respecto a los uruguayos, lo que estaría revelando un mayor potencial competitivo de los quesos de Argentina. Sin embargo, al comparar con los otros exportadores, los quesos argentinos son más elásticos a su propio precio. Por su parte, las elasticidades cruzadas muestran para el mercado brasilero un nivel alto de competencia entre los quesos argentinos y uruguayos, como entre la LPE argentina y la LPD uruguaya, siendo asimétricas la respuestas de sustitución.

Por ende, la estimación del sistema de demanda de importaciones lácteas de Brasil brinda información relevante para la competitividad del sector lácteo Argentino y Uruguayo. Para el período estudiado, se encontró que en términos de la sensibilidad que tiene la demanda respecto a cambios en los precios, en Brasil los quesos Argentinos parecen tener un mayor potencial competitivo que la LPE, a pesar de la alta participación que tiene esta última en dicho mercado. Sin embargo, la sustituibilidad vía precios que enfrenta Argentina resulta considerable. Lo contrario ocurre para Uruguay, observándose ventajas de la LPE, lo que se manifestó con una creciente participación de dicho producto en el mercado brasilero durante los últimos años.

Referencias

- [1] ANDAYANI S. R. AND D. S. TILLEY (1997). Demand and Competition Among Supply Sources: The Indonesian Fruit Import Market. *Journal of Agricultural and Applied*

Economics, 29, 279-289.

- [2] ARMINGTON, P.S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff papers*, **16**(1),159-177.
- [3] BALAGTAS J. V., COULIBALY J. AND I. DIARRA (2006). Import Demand for Dairy Products in Cote d'Ivoire. American Agricultural Economic Association Annual Meeting, Long Beach, California, July 23-26.
- [4] BARTEN, A.P. (1969). Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, **1**, 7-63.
- [5] BARTEN, A.P. AND E. GEYSKENS (1975). The Negacity Condition in Consumer Demand. *European Economic Review*, **6**, 227-260.
- [6] BARNETT W. A. AND A. SERLETIS (2008). Consumer Preferences and Demand Systems. *Journal of Econometrics* 147, 210-224.
- [7] BEN KAABIA, M. AND J. M. GIL (2007). The EU Demand for Imports of Virgin Olive Oil: a Threshold Almost Ideal Demand System Approach. *103rd EAAE Seminar 'Adding Value to the Agro-Food Supply Chain in the Future Euromediterranean Space'*, April 23-25, 2007, Barcelona, Spain.
- [8] BERNDT Y SAVIN (1975). Estimation and Hypothesis Testing in Singular System with Aoutoregressive Disturbances. *Econometrica*, **43**, 937-957.
- [9] DEATON, A. AND J. MUELLBAUER (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, **70**(3), 312-326.
- [10] DEPETRIS GUIGUET, E., ROSSINI, G. Y R. GARCÍA ARANCIBIA (2010). *Competitividad del Mercosur Lácteo. Evolución en la Década Posterior a su Implementación*, Santa Fe: Editorial de la Universidad Nacional del Litoral.
- [11] EALES, J., AND L. UNNEVEHR (1991). The Inverse Almost Ideal Demand System. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL.
- [12] FABIOSA J. AND Y. UKHOVA (2000). New Aggregate and Source Specific Pork Import Demand Elasticity for Japan: Implications to U.S. Exports. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tampa, Florida, July 30- August 2.
- [13] FELEKE, S. AND H. LIU (2005). Aggregate Demand for Imported Whole Milk in Spain: Implications for the European Union. *Journal of Food Distribution Research*, **36**(2), 20-27.
- [14] GIL, J.M., DHEHIBI, B., BEN KAABIA, M. AND A.M. ANGULO (2004). Non-stationarity and the Import Demand for Virgin Olive Oil in the European Union. *Applied Economics*, **36**, 1859–1869.
- [15] 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.

- [16] HARRI, A., BRORSEN, W., MUHAMMAD, A. AND J. D. ANDERSON (2010). Estimating a Demand System with Seasonally Differenced Data. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **42**(2), 321–335.
- [17] HEIN, D. AND R. WESSELLS (1990). Demand System Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach, *Journal of Business and Economic Statistics*, **80**, 365–371.
- [18] HOLT, M.T. (1998). Autocorrelation Specification in Singular Equation System: A further Look. *Economics Letters*, **58**, 135-141.
- [19] HOLT, M.T. AND B.K. GOODWIN (2009). The Almost Ideal and Translog Demand System. In Daniel J. Slottje (Eds), *Contributions to Economic Analysis, Quantifying Consumer Preferences*, Vol. 288 (pp. 37-59), Bingley, UK: Emerald.
- [20] LAITINEN, K. (1978). Why is Demand Homogeneity So Often Rejected?. *Economics Letters*, **1**(3), 187-191.
- [21] LEE Y. , KENNEDY P.L. AND B. HILBUN (2008). Import Demand System Analysis of the South Korean Wine Market with Source Differentiated AIDS Model. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, July 27-29.
- [22] SANG HYEON LEE, S.H., HAN, D.B. AND R. M. NAYGA JR.CD (2014). Cultural Inflow Effects on Japanese Import Demand for Consumer Products: Importance of Halo Effects. *Journal of the Asia Pacific Economy*, **19**(3), 506-521.
- [23] MCLAREN K. AND X. ZHAO (2009). The Econometric Specification of Imput Demand System Implied by Cost Funtion Representations. Department of Econometrics and Business Statistics, Working Paper No. 3/09, Monash University, Clayton, Australia.
- [24] MEISNER, J.F. (1979). The Sad Fate of the Asymptotic Slutsky Symmetry Testing for Large Systems. *Economics Letters*, **2**(3), 231-233.
- [25] MOSCHINI, G. (1995). Units of Measurement and The Stone Price Index in Demand System Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, **77**, 63-68.
- [26] MUHAMMAD, A., JONES K. G. AND W. HAHN (2004). US Demand for Imported Lamb by Country: A two-stage Differential Production Approach. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tulsa, Oklahoma, February 14-18.
- [27] MUHAMMAD, A. (2008). Allowing for Group Effects When Estimating Impor Demand for Source and Product Differentiated Goods. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, July 27-29.
- [28] NAHUELHUAL, M.(2005). Demanda por Importaciones de Uva de Mesa Chilena en el Mercado de Estados Unidos. *Agricultura Técnica*, **65**(1), 79-89.
- [29] NZAKU, K. AND J. HUSTON (2009). Dynamic Estimation of U.S. Demand for Fresh Vegetable Imports. Agricultural and Applied Economics Association (AAEA & ACCI) Anual Meeting, July 26-29. Milwaukee, Wisconsin.

- [30] 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.
- [31] RAMIREZ M.A. AND C.A. WOLF (2008). Source Differentiated Mexica Dairy Import Demand. *International Food and Agribusiness Management Review*, **11**(1), 35-50.
- [32] SEALE JR., J.L., SPARKS, A.M. AND B.M. BUXTON (1992). A Rotterdam Application to International Trade in Fresh Apples: A Differential Approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, **17** (1), 138–149.
- [33] SEALE JR., J.L., MARCHANT, M. AND A. BASSO (2003). Imports versus Domestic Production: A Demand System Analysis of U.S. Red Wine Market. *Review of Agricultural Economics*, **25** (1),187–202.
- [34] SUN, C. (2015). *Empirical Research in Economics: Growing up with R*. Starkville, Mississippi: Pine Square.
- [35] SUSANTO D. , ROSSON C. P. AND S. HENNEBERRY (2008). The Structure of U.S. Red Meat and Livestock Imports. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Dallas, Texas, February 2-5.
- [36] SATYANARAYANA V., WILSON W. AND D.D. JOHNOSN (1999). Import Demand for Malt in Selected Countries: A linear Approximation of AIDS. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, **47**, 137-149.
- [37] WAN, Y., SUN C. AND D.L. GREBNER (2010). Analusis of Import Demand for Wooden Beds in the U.S. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, **424**, 643–658.
- [38] WASHINGTON A. AND R. KLIMER(2002). The Production Theory Approach to Import Demand Analysis: A Comparison of Rotterdam Model and the Differential Production Approach. *Journal of Agricultural and Applied Economics* **34**(3), 431-443.
- [39] 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.
- [40] ZELLNER, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression Equations and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, **57**, 348–368.