

**ELASTICIDADES DE DEMANDA POR MANZANAS
CHILENAS EN EL MERCADO DE LA UNIÓN EUROPEA:
UNA ESTIMACIÓN ECONOMETRICA**

**Demand elasticities for Chilean apples in the European Union market:
an econometric estimation**

Arcadio Cerda U.^{1*}, Germán Lobos A.^{1*}, Eduardo Kufferath Y.² y Fernando Sánchez H.²

A B S T R A C T

The European Union (EU) is one of the principal markets for Chilean apples (*Malus domestica* L.). In this study an econometric model of demand for imports of Chilean apples in the EU was examined. The Ordinary Least Squares (MCO) technique was used with annual data from 1984 to 2002 to estimate demand elasticities. The variables that explained the demand changes were determined to be per capita income (PIB) in the EU, the relative price difference between Chilean and Chinese apples, the weighted average exchange rate variation in the EU, and a dichotomous special change variable. The value found for income elasticity of demand for imports was 0.913, relative price elasticity -0.368, and exchange rate elasticity -0.519. The main conclusion of this research suggests that demand for Chilean apple imports in the EU is inelastic relative to changes in income, relative price and exchange rate.

Key words: exports, imports, *Malus domestica*, elasticities, relative price.

R E S U M E N

La Unión Europea (UE) es uno de los principales mercados para las manzanas (*Malus domestica* L.) chilenas. En este trabajo se planteó un modelo econométrico de demanda por importaciones de manzanas chilenas en la UE. Se usó la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), utilizando datos anuales del período 1984 a 2002, y se estimaron las elasticidades de demanda. Las variables que explicaron el comportamiento de la demanda fueron el producto interno bruto (PIB) per cápita de la UE, el precio relativo de las manzanas chilenas con respecto al precio de las manzanas de China, el factor de variación del tipo de cambio promedio ponderado de los países de la UE, y una variable dicotoma de cambio puntual. Se obtuvo un valor de 0,913 para la elasticidad ingreso de la demanda, de -0,368 para la elasticidad precio relativo, y de -0,519 para la elasticidad tipo de cambio. La principal conclusión es que la demanda por importaciones de manzanas chilenas en la UE es poco sensible frente a cambios en el ingreso, precio relativo y tipo de cambio.

Palabras clave: exportaciones, importaciones, *Malus domestica*, elasticidades, precio relativo.

¹ Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Empresariales, Casilla 721, Talca, Chile.
E-mail: acerda@utalca.cl globos@utalca.cl

² Dos Norte 685, Talca, Chile.

Recibido: 23 de septiembre de 2003. Aceptado: 12 de diciembre de 2003.

INTRODUCCIÓN

De acuerdo a estadísticas del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (USDA, 2003), la producción mundial de manzanas (*Malus domestica* L.) fue de 43,6 millones de toneladas durante el año 2003, de las cuales un 90% fueron producidas por los países del hemisferio norte (HN) y un 10% por los países del hemisferio sur (HS). A nivel mundial, los mayores productores del HN son China, la Unión Europea (UE), EE.UU., Turquía, Polonia y Rusia. En el HS los principales productores son Chile, Argentina, Brasil, Sudáfrica, Nueva Zelanda y Australia. Alrededor de un 77% del consumo mundial de manzanas se realiza en estado fresco, y el porcentaje restante se destina a la producción de productos procesados, principalmente jugo de manzanas.

Actualmente el comercio mundial de manzanas representa alrededor de un 20% de la producción global, donde los mayores exportadores son Francia, Italia, Chile, EE.UU., China y Sudáfrica (FAO, 2003). En los últimos tres años las exportaciones de Francia e Italia han permanecido relativamente estables. Los embarques de EE.UU. cayeron en un 29% durante el período 2001 a 2003, lo que se explica por la reducción de la oferta, el aumento en los precios en el mercado interno, y la depreciación del dólar americano. En la última década China emergió como un importante país exportador de manzanas, elevando su participación de mercado desde 1 a 8% entre 1993 y 2003. En el caso de Sudáfrica, se observó una leve caída el último año, debido probablemente a una reducción del stock de manzanas.

Según La Via y Nucifora (2002), en las últimas décadas se ha producido un cambio notable en los patrones de consumo de alimentos en la UE, destacando el aumento del consumo de productos frescos, tales como frutas, verduras, pescados y carnes blancas. En el caso de las frutas, se espera una demanda creciente por nuevos productos y variedades, con técnicas integrales de producción y con un predominio de la calidad sobre la cantidad (McKenna y Murray, 2002). Diversos estudios (Senauer, 1990; Carter y Shaw, 1993; Connor,

1994) sugieren que estos cambios son el reflejo de los mayores niveles de ingreso y de la importancia que atribuyen los consumidores a una alimentación más variada, donde las frutas son consideradas como un alimento “fresco” y “saludable”.

Chile cuenta actualmente con alrededor de 36.000 ha plantadas de manzanos, localizadas principalmente en la zona central del país, donde se presentan las condiciones climáticas y de calidad de suelo adecuadas para su desarrollo. Las principales variedades de manzanas cultivadas en Chile son Fuji, Royal Delicious, Pink Lady, Granny Smith y Royal Gala, las cuales poseen diferentes características de calibre, color, sabor y tiempo de cosecha, que las hacen ser demandadas por diferentes mercados. La exportación de manzanas en Chile la realiza una gran cantidad de empresas que trabajan de manera independiente; las principales son Unifruitti, Coopefrut, David del Curto, Cleé, Agrisouth, Chiquita y Frusan. En cambio en Nueva Zelanda las empresas trabajan en forma unida bajo un concepto de estandarización de calidad y posicionamiento de marca.

En términos de volumen, Chile es el principal exportador de manzanas del HS, seguido por Nueva Zelanda y Sudáfrica. De acuerdo a estadísticas de ODEPA (2004), el año 2003 las exportaciones de manzanas llegaron a 596,4 millones de kilogramos, de los cuales 185,7 millones fueron exportados a la UE. Las manzanas chilenas se comercializan bajo las modalidades de manzanas frescas de exportación, manzanas frescas para consumo interno, manzanas para jugo, manzanas deshidratadas y manzanas congeladas. Los principales destinos de las manzanas chilenas son EE.UU., la UE, Venezuela, Colombia y Arabia Saudita, los cuales concentran aproximadamente un 65% del total de las exportaciones.

Durante el período 1984 a 2003 las importaciones de manzanas chilenas de la UE crecieron a una tasa promedio del 7,4% anual, observándose un incremento anormal en las importaciones durante los años 1991 y 1992 (Figura 1). En el mismo período, los precios CIF de las manzanas chilenas en la UE fluctuaron en un rango entre 0,31 y 0,67 dólares por kg en términos reales. Cabe hacer

presente que los principales competidores de las manzanas chilenas en ese mercado son las manzanas provenientes de China, Sudáfrica, EE.UU. y Nueva Zelanda. Sin embargo, los precios CIF reales de estos dos últimos países siempre han sido superiores a los de las manzanas chilenas, mientras que los de China fueron inferiores durante el período 1994 a 2002. La situación anterior se ve reflejada al observar la evolución de los precios relativos de Chile con respecto a cada uno de los países competidores (Figura 2).

Por otra parte, en enero de 2003 entró en vigencia el arancel cero para las manzanas chilenas, en el marco del Acuerdo de Asociación (AA) de Chile con la UE, lo que seguramente se traducirá en un mayor volumen de exportaciones derivado de la

mejor posición competitiva de las manzanas chilenas en ese mercado.

Por lo anterior, es relevante determinar las variables que influyen en la demanda por importaciones de manzanas chilenas en la UE, y medir la sensibilidad de dicha demanda frente a los cambios en las variables relevantes. Esto permite que los productores nacionales de manzanas puedan diseñar sus estrategias de posicionamiento y precios con un mayor conocimiento del mercado. El objetivo principal de esta investigación fue plantear un modelo econométrico de demanda por importaciones de manzanas chilenas en la UE, utilizando series de tiempo del período 1984 a 2002, y estimar las respectivas elasticidades de demanda.

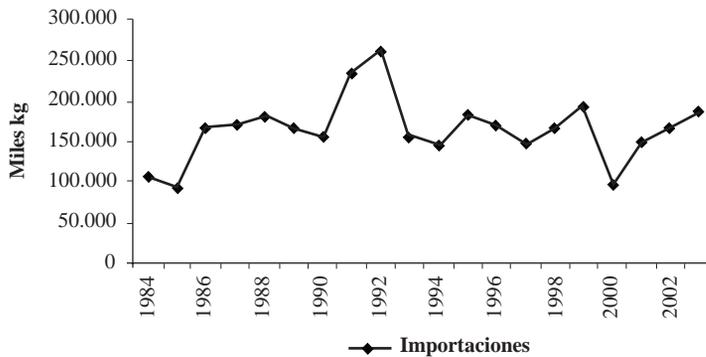


Figura 1. Importaciones de manzanas chilenas de la Unión Europea, 1984-2003.
Figure 1. Imports of Chilean apples in the European Union, 1984-2003

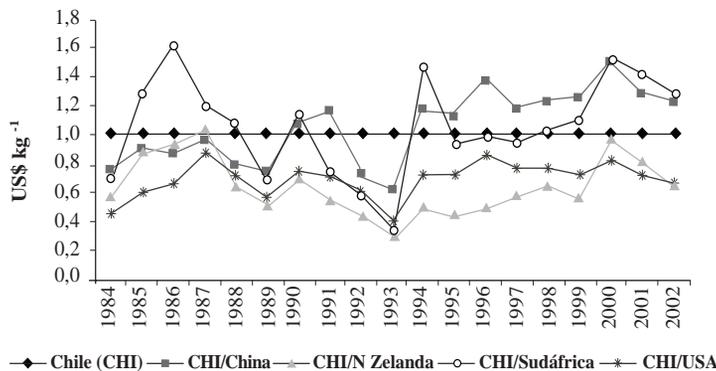


Figura 2. Precio relativo real (CIF) de manzanas en la Unión Europea (moneda de diciembre 2003).
Figure 2. Real relative price (CIF) of apples in the European Union (in December 2003 currency).

MARCO TEÓRICO

La teoría del consumidor asume que el individuo elige su canasta de consumo de acuerdo a las alternativas de bienes y servicios disponibles, de manera que la satisfacción derivada de su consumo sea la máxima posible, sujeto a la restricción presupuestaria del individuo. Lo anterior implica que el consumidor está consciente de las alternativas que enfrenta y es capaz de evaluarlas, es decir, se comporta racionalmente. La información relacionada con la satisfacción del consumidor respecto a todos los bienes demandados, está contenida en la función de utilidad, la cual se puede representar como:

$$U = f(q_1, \dots, q_n) \quad (1)$$

donde el consumidor decide comprar una combinación de bienes (q_n) que le otorgue el mayor nivel de satisfacción y, por lo tanto, maximice su utilidad (U). A partir de la función de utilidad se pueden obtener las funciones de demanda no compensada (o demanda Marshalliana) y compensada (o demanda Hicksiana), donde la primera incluye tanto el efecto precio como el efecto ingreso, mientras que la segunda sólo incluye el efecto precio. La demanda de un bien depende de diversas variables que pueden representarse por la expresión (2).

$$Q^d = Q^d(P, I, P_s, P_c, G) \quad (2)$$

donde la variable dependiente Q^d representa la demanda del bien, y las variables explicativas son el precio (P), el ingreso (I), el precio del bien sustituto (P_s), el precio del bien complementario (P_c) y los gustos y preferencias (G).

A partir de la expresión (2), pueden obtenerse las elasticidades de demanda como:

$$\eta_{Q^d, VE_i} = \frac{\partial Q^d}{\partial VE_i} \frac{VE_i}{Q^d} \quad (3)$$

donde η_{Q^d, VE_i} mide el grado de sensibilidad de la variable dependiente (Q^d) frente a un cambio porcentual en alguna de las variables explicativas (VE_i). La demanda puede clasificarse como inelástica al precio cuando $-1 < \eta_{Q^d, P} < 0$, de elasti-

cidad unitaria cuando $\eta_{Q^d, P} < -1$ y elástica cuando $\eta_{Q^d, P} < -1$. Por otra parte, el bien Q puede considerarse como bien inferior cuando $\eta_{Q^d, I} < 0$, bien neutro cuando $0 < \eta_{Q^d, I} < 1$, y bien superior cuando $\eta_{Q^d, I} > 1$ (Henderson y Quandt, 1980).

Diversos autores (Pigou, 1910; Henderson y Quandt, 1980; Marshall, 1997) asumen que las preferencias son aditivas, es decir, son independientes. Aun cuando este supuesto es muy útil para fines metodológicos, Deaton y Muellbauer (1984) sugirieron que este supuesto además contribuye con la generación de grados de libertad en las estimaciones. En el modelo de demanda denominado "sistema lineal de gastos", los autores obtuvieron la función de utilidad como una representación de preferencias aditivas, concluyendo que los precios de los bienes relacionados no necesariamente deben incluirse en un modelo de demanda.

La literatura reporta una serie de estimaciones econométricas de oferta y demanda de bienes. Algunos de estos estudios son los de Herrmann y Lin (1988), Munirathinam *et al.* (1997, 1998), Roosen (1999) y Troncoso (2003). Estimation of a domestic demand function for Chilean wine. Universidad de Talca. Comunicación personal).

Troncoso (*op. cit.*) realizó una estimación de la demanda y oferta por vino chileno a través de la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), utilizando datos de series de tiempo del período 1949 a 1998. El autor estimó diversos modelos semilogarítmicos y lineales, donde el criterio utilizado para elegir las mejores estimaciones se basó en seleccionar el modelo que tuviera una mayor cantidad de parámetros significativos. Las variables identificadas en el modelo de demanda fueron el precio del vino, precio de sustitutos, ingreso, tendencia y una variable dicótoma (o variable binaria, la cual puede incluirse como variable explicativa para indicar la presencia o ausencia de una cualidad o atributo) de cambio estructural. Para el modelo de oferta identificó las variables precio del vino, producción, superficie plantada y una variable dicótoma. En todos los casos utilizó variables con rezago (entendido como

el período de tiempo que tarda la variable dependiente en responder respecto de otra u otras variables explicativas) de hasta tres períodos. El autor desechó la idea de utilizar ecuaciones simultáneas dado que la demanda se vio afectada por el precio actual del vino, mientras que la oferta se vio determinada por el precio rezagado en un período.

Roosen (1999) analizó la oferta y demanda de manzanas en EE.UU. a través de la técnica MCO. Para la determinación de la oferta de manzanas trabajó individualmente con cuatro regiones del país. En cada una de ellas utilizó ecuaciones de superficie plantada, precio y sectorización de cultivos. En tanto, para la demanda trabajó a un nivel agregado mediante ecuaciones lineales de precio del producto. El autor no incluyó los precios de sustitutos y complementarios, basándose en las propiedades de separabilidad de la demanda.

Munirathinam *et al.* (1997, 1998) estudiaron el impacto del Tratado de Libre Comercio entre Canadá y EE.UU. (CUSTA) sobre el sector agrícola de este último país. Los autores plantearon un modelo genérico de demanda explicativo de las exportaciones desde EE.UU. hacia Canadá utilizando la técnica de MCO, en base a series de tiempo del período 1976 a 1994. Las variables que resultaron significativas fueron el producto interno bruto (PIB) de Canadá, el precio ponderado de los productos agrícolas, y una variable dicótoma de cambio estructural en la comercialización de productos agrícolas.

Herrmann y Lin (1988) utilizaron modelos de ecuaciones simultáneas para estimar las demandas por salmón noruego en EE.UU. y Europa. La variable dependiente considerada por los autores fue la cantidad demandada de salmón, y como variables explicativas incluyeron el precio del salmón, el tipo de cambio y variables de ingreso. Con respecto del tipo de cambio, concluyeron que cuando existe intercambio internacional, las fluctuaciones de las monedas afectan tanto a la demanda como a la oferta del producto.

En el caso de los modelos de demanda, la revisión de la literatura indica que en la mayoría de las

estimaciones se utiliza el método de MCO, aunque existen otras técnicas alternativas de estimación, tales como el método de máxima verosimilitud (MV) o método de grandes muestras (Gujarati, 2000). Las variables que normalmente explican la demanda son el precio del bien, el ingreso, el precio de los sustitutos, la tendencia y una variable dicótoma de cambio estructural. En las estimaciones de demanda internacional, los estudios incluyen como variable explicativa el tipo de cambio. La mayoría de los modelos incorporan las variables explicativas con períodos de rezago.

Sobre estimación de elasticidades de demanda, algunos trabajos reportados por la literatura son los de Jonq-Ying Lee (1994), Richards (2000), Agbola (2003) y Stewart *et al.* (2003).

Stewart *et al.* (2003) concluyeron que en EE.UU. el gasto en frutas y vegetales de las familias de menores ingresos es proporcionalmente más bajo que en el caso de aquellas de mayores ingresos; sin embargo, las familias de menores ingresos no incrementan sus niveles de gasto en frutas y vegetales en respuesta a aumentos en el ingreso, mientras que las familias de mayores ingresos aumentan dicho gasto cuando se incrementa el ingreso, clasificando a dichos productos como bienes normales. En un estudio de demanda agregada de frutas en Sudáfrica, Agbola (2003) estimó las elasticidades precio de las demandas Marshalliana (-0,263) y Hicksiana (-0,225), concluyendo que, aunque la demanda por frutas aumenta cuando sube el ingreso, es muy poco sensible frente a los cambios en esta última variable. Richards (2000) calculó elasticidades precio e ingreso de la demanda para distintas variedades de manzanas en distintos mercados locales de EE.UU.; en general, todos los resultados obtenidos sugieren que la demanda es inelástica al precio y al ingreso. Jonq-Ying Lee (1994) utilizó datos de series de tiempo del período 1973 a 1990 para estimar elasticidades de demanda por frutas frescas en Japón, estimando la elasticidad precio de la demanda compensada por manzanas en -0,793 y la elasticidad ingreso en 0,219.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se planteó el siguiente modelo doble logarítmico de demanda por manzanas chilenas por parte de los países de la UE:

$$\ln \text{IMP} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{PIBPC} + \alpha_2 \ln \text{PREL} + \alpha_3 \ln \text{FVTC} + \alpha_4 D_1$$

donde \ln el logaritmo natural; IMP son las importaciones totales de manzanas chilenas por parte de la UE (kg); $\alpha_0, \dots, \alpha_4$ son los coeficientes a estimar; PIBPC es el producto interno bruto per cápita de los países de la UE (US\$), el cual fue incluido como variable "proxy" del ingreso; PREL es el precio relativo de las manzanas chilenas, el cual se obtuvo como el precio de las manzanas chilenas (US\$ CIF kg⁻¹) dividido por el precio del principal sustituto de las manzanas chilenas en la UE (US\$ CIF kg⁻¹); FVTC es el factor de variación del tipo de cambio promedio ponderado de los países de la UE (en %); y D_1 es la variable dicótoma de cambio puntual, de manera de capturar el brusco aumento de las importaciones de manzanas chilenas durante los años 1991 y 1992.

La estimación del modelo de demanda se realizó a través de la técnica de MCO, utilizando información de series de tiempo anuales durante el período 1984 a 2002 ($n = 19$).

El valor FOB y el volumen de las exportaciones de manzanas chilenas de la UE fueron obtenidas de los registros de comercio exterior del Banco Central de Chile (2003a, 2003b) y ODEPA (2003, 2004). La información sobre el PIB, población y tipo de cambio de la UE se obtuvo del Banco Mundial (2003). Los precios FOB de los países que compiten con las manzanas chilenas fue obtenida de la FAO (2003).

Se hicieron ajustes a las series de datos. Para cada año se calculó el precio FOB de las manzanas chilenas a la UE dividiendo el valor FOB (en dólares) por el volumen de exportaciones totales a cada país. Posteriormente se estimó el precio FOB promedio a la UE ponderando cada precio por la importancia relativa de cada país en el volumen total de exportaciones chilenas a dicho mercado. Dado que se está trabajando con un

modelo de demanda por importaciones, se calculó el precio CIF sumando a cada precio FOB el costo del seguro y transporte, estimado como un 3% de este último.

Para reflejar el efecto de los precios de los sustitutos a las manzanas chilenas, se consideraron los precios FOB de las manzanas provenientes de EE.UU., Argentina, China, Nueva Zelanda, Sudáfrica y Australia, países que compiten con Chile en la UE. Los precios FOB se transformaron a precios CIF sumando el costo del seguro y transporte. Posteriormente se calcularon los precios relativos de Chile con respecto a cada uno de los precios de los países competidores utilizando la siguiente expresión:

$$\text{PREL} = \frac{\text{PRECHI}}{\text{PRES}_i}$$

Donde PRECHI es el precio CIF de las manzanas chilenas en la UE y PRES_i es el precio CIF de las manzanas provenientes de cada uno de los principales países que compiten con Chile en el mercado de la UE. Cabe destacar que se probó la significancia del modelo incluyendo como variables independientes el precio absoluto de Chile y el precio absoluto de cada uno de los países que compiten con Chile en el mercado de la UE; sin embargo, en todos los casos ambas variables resultaron estadísticamente no significativas.

La variable PIBPC se estimó como la suma del PIB de cada país dividido por la población total de la UE.

Para obtener el FVTC se asignó un valor 1 al primer año de la serie (1984). A partir de este valor, para cada año se calculó la variación anual del tipo de cambio local, ponderando dicha variación por la importancia relativa de cada país en el volumen total de exportaciones de manzanas chilenas. Así, el FVTC promedio ponderado de la UE se obtuvo como la sumatoria de la variación anual ponderada del tipo de cambio de cada país.

Inicialmente todos los valores nominales del período 1984 a 1992 se convirtieron a dólares de este último año utilizando la serie de IPC (base

1995 = 100) promedio de la UE reportada por el Banco Mundial (2003). A partir de 1992, se usó como deflactor el “Harmonised Indices of Consumer Prices, HICPs” (base 1996 = 100) informado por el Banco Central Europeo (ECB, 2003). Así, todos los valores nominales quedaron expresados en valores reales de 2003. Con la información ya filtrada, se confeccionaron las bases de datos necesarias para realizar las estimaciones.

Para probar la validez de los supuestos del modelo lineal se realizaron pruebas estadísticas de autocorrelación, heterocedasticidad, multicolinealidad y normalidad de los errores.

Según Judge *et al.* (1988), para poder hacer inferencias sobre los verdaderos estimadores poblacionales debe cumplirse que las variables no consideradas en la regresión estén distribuidas aleatoriamente; la suma de estas variables (error de un modelo de regresión) debe tener distribución normal, con media cero, covarianza cero y varianza constante. Greene (1998), sin embargo, sostiene que aunque la normalidad no es necesaria para obtener la mayoría de los resultados que se utilizan en el análisis de la regresión múltiple, ésta permite obtener algunos resultados estadísticos exactos. En esta investigación se realizaron pruebas de normalidad para inferencias y conclusiones.

Para llevar a cabo las estimaciones se utilizó el software estadístico SPSS versión 11 (Pardo y Ruiz, 2002).

Dado que se planteó un modelo doble logarítmico, las elasticidades de demanda se obtuvieron directamente de los coeficientes estimados, donde:

- α_1 es la elasticidad de la demanda por importaciones de manzanas chilenas con respecto al ingreso per cápita promedio de la UE, o elasticidad ingreso,
- α_2 es la elasticidad de la demanda por importaciones de manzanas chilenas con respecto al precio relativo de Chile, o elasticidad precio relativo,
- α_3 es la elasticidad de la demanda por importaciones de manzanas chilenas con respecto al fac-

tor de variación del tipo de cambio en la UE, o elasticidad tipo de cambio.

RESULTADOS

Los coeficientes y estadísticos obtenidos de la regresión múltiple se presentan en el Cuadro 1. Por lo tanto, el modelo de demanda estimado se puede expresar como:

$$MP \ln IMP = 9,816 + 0,913 \ln PIBPC - 0,368 \ln PREL - 0,519 \ln FVTC + 0,391 D_1$$

(0,262) (0,258) (0,251) (0,219) (0,315)

En el modelo anterior PREL, representa el precio relativo de las manzanas chilenas en la UE con respecto al precio de las manzanas de China. Los valores entre paréntesis indican la desviación estándar de cada variable. Los valores *t*-student calculados sugieren que, al nivel de significancia de 2%, todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos.

En el Cuadro 2 se presentan los principales resultados del modelo de demanda. El coeficiente R^2 ajustado indica que las variables explicativas incluidas en el modelo explican el 76,2% de la variación de las importaciones de manzanas chilenas de la UE. El estadístico *d* de Durbin-Watson calculado indica que, al nivel de significancia de 1%, no hay evidencia de autocorrelación serial positiva o negativa. La prueba *F*-Fisher y el valor *p* obtenidos sugieren que, al nivel de significancia de 1%, los parámetros no son iguales a cero en forma simultánea. Además, se realizó una correlación entre los regresores, cuyos resultados indicaron ausencia de multicolinealidad.

Para verificar la presencia de heterocedasticidad se correlacionaron los residuos de la regresión (en valor absoluto) con las variables explicativas, arrojando que no existen evidencias de heterocedasticidad. Se realizó el test de Shapiro-Wilks basado en la comparación de los quintiles de la distribución normal con los quintiles de los datos, el cual indicó que no se rechaza la idea de que los residuos se distribuyen normalmente.

Por lo tanto, el modelo estimado indica que la variación de las importaciones de manzanas chilenas por parte de la UE están explicadas por los cambios en el ingreso per cápita de la UE, la variación del tipo de cambio, las variaciones en el precio relativo de las manzanas chilenas con respecto al precio de China, y una variable dicotómica de cambio puntual en los años 1991 y 1992. Además, los signos de los coeficientes estimados están de acuerdo con la teoría económica.

Las elasticidades calculadas se presentan en el Cuadro 3. Dado que todos los valores son menores que 1 (en valor absoluto), los resultados obtenidos sugieren que la demanda por manzanas chilenas en la UE es inelástica con respecto al ingreso per cápita en la UE, al precio relativo y al tipo de cambio. Por otra parte, la variable dicotómica de cambio puntual mostró que hubo un incremento anormal en las importaciones durante los años 1991 y 1992, lo cual se explica por la drástica reducción de la producción y por la necesidad de reponer los stock de manzanas en la UE.

Cuadro 1. Parámetros del modelo de demanda por manzanas chilenas en la Unión Europea.

Table 1. Demand model parameters for Chilean apples in the European Union.

	Constante	ln PIBPC	ln PREL	ln FVTC	D ₁
Coefficiente	9,816	0,913	-0,368	-0,519	0,391
<i>t</i> -student *	6,338	5,819	-2,696	-3,017	3,687
Valor <i>p</i>	0,00E+00	0,00E+00	1,70E-02	9,00E-03	2,00E-03

PIBPC: Producto interno bruto per cápita de los países de la Unión Europea.

PREL: Precio relativo de las manzanas chilenas con respecto al precio de las manzanas de China.

FVTC: Factor de variación del tipo de cambio promedio ponderado de los países de la Unión Europea.

D₁: Variable dicotoma de cambio puntual.

* A partir de la tabla *t*, para 17 grados de libertad se encuentra que al nivel de significancia de 2% el valor *t* crítico es 2,567. Dado que los valores *t* calculados son mayores (en valor absoluto) que el valor *t* crítico, entonces se rechaza la hipótesis nula, lo que implica que todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos.

Cuadro 2. Resultados del modelo de demanda por manzanas chilenas en la Unión Europea.

Table 2. Demand model results for Chilean apples in the European Union.

Estadístico	Valor
R ² ¹	0,815
R ² ajustado ²	0,762
<i>d</i> de Durbin-Watson ³	2,171
Prueba <i>F</i> ⁴	15,416
Valor <i>p</i> ⁵	0,00E+00

¹ El coeficiente R² de determinación múltiple indica que las variables explicativas consideradas en el modelo explican el 81,5% de la variación de las importaciones de manzanas chilenas de la Unión Europea.

² El coeficiente R² ajustado por 14 grados de libertad indica que las variables explicativas consideradas en el modelo explican el 76,2% de la variación de las importaciones de manzanas chilenas de la Unión Europea.

³ A partir de las tablas de Durbin-Watson, para 19 observaciones y 4 variables explicativas se encuentra que al nivel de significancia de 1% los valores *d* críticos son *d*_L = 0,650 y *d*_U = 1,584. Dado que *d*_U < *d* = 2,171 < 4-*d*_U, entonces no se rechazan las hipótesis de no autocorrelación serial positiva o negativa.

⁴ Al nivel de significancia de 1%, el valor *F* crítico para 4 y 14 grados de libertad es 5,04. Dado que el valor *F* calculado es mayor que el valor *F* crítico, entonces se rechaza la hipótesis nula de que los parámetros son iguales a cero en forma simultánea.

⁵ Dado que el valor *p* del *F* calculado es igual a cero, entonces se rechaza la hipótesis nula de que los parámetros son iguales a cero en forma simultánea.

Cuadro 3. Estimación de elasticidades de demanda por manzanas chilenas en la Unión Europea.
Table 3. Estimates of demand elasticities for Chilean apples in the European Union.

Elasticidad	Valor
Ingreso	0,913
Precio relativo	-0,368
Tipo de cambio	-0,519

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se utilizó la técnica de MCO para estimar la demanda por importaciones de manzanas chilenas en la UE. El método empírico utilizado para explicar los cambios en la demanda es flexible porque incorporó en el análisis el precio relativo y la variación del tipo de cambio promedio ponderado como variables explicativas.

Para el modelo especificado, los signos de los coeficientes estimados están de acuerdo con la teoría económica, los que sugieren que la demanda por manzanas chilenas varía proporcionalmente con los cambios en el ingreso e inversamente proporcional con los cambios en el precio relativo y la variación del tipo de cambio. La variable dicótoma incorporada resultó estadísticamente significativa, lo que permitió capturar el aumento anormal en las importaciones de manzanas chilenas durante los años 1991 y 1992, las que permitieron compensar la brusca caída en la producción y reponer el stock de manzanas en la UE, de manera de abastecer adecuadamente los distintos usos domésticos.

En términos de las elasticidades de demanda, los resultados empíricos son consistentes con los reportados por la literatura (Jonq-Ying Lee, 1994; Richards, 2000; Stewart *et al.*, 2003; Agbola, 2003). La demanda por manzanas chilenas en la

UE es inelástica con respecto al ingreso y al precio relativo. En el primer caso, la baja elasticidad ingreso obtenida sugiere que las manzanas son un bien normal, lo cual significa que la demanda aumenta a medida que se incrementa el ingreso, aunque menos que proporcionalmente.

En el segundo caso, para capturar los efectos tanto del precio de las manzanas chilenas como del precio del principal sustituto, resultó significativo el precio relativo de Chile con respecto al precio de China. Aunque la demanda es poco sensible a los cambios en dicho precio relativo, la principal implicancia para la industria chilena es que China se ha transformado en el principal competidor en el mercado de la UE. Lo anterior indica que para los productores chilenos, más que considerar los cambios en el precio propio, es más relevante observar las fluctuaciones en el precio de las manzanas chilenas con respecto al precio de las manzanas de China.

Para incluir las fluctuaciones de las monedas en la UE, la variación del tipo de cambio resultó significativa en el modelo de demanda, tal como lo reportan Herrmann y Lin (1988) cuando existe comercio internacional. Sin embargo, la baja elasticidad obtenida refleja que la demanda por manzanas chilenas es poco sensible frente a las fluctuaciones en el tipo de cambio en la UE. Por lo tanto, mientras mayor sea la estabilidad de la moneda común en la UE, no debieran esperarse cambios significativos en la demanda por manzanas chilenas en ese mercado.

Los resultados obtenidos en esta investigación sugieren que Chile, como el principal exportador de manzanas del HS, posee una sólida posición competitiva en la UE. Además, la entrada en vigencia del arancel cero para las manzanas chilenas, permite predecir que la competitividad de la industria nacional de manzanas será aún más alta en el mercado de la UE.

LITERATURA CITADA

- Agbola, F.W. 2003. Estimation of food demand patterns in South Africa based on a survey of households. *J. Agric. Appl. Econ.* 35:663-670.
- Banco Central de Chile. 2003a. Indicadores de comercio exterior. Varios números. Disponible en: <http://www.bcentral.cl> Leído el 24 de junio de 2003.
- Banco Central de Chile. 2003b. Microfichas de exportaciones período 1980 a 1990. Disponible en: <http://www.bcentral.cl> Leído el 26 de junio de 2003.
- Banco Mundial. 2003. Base de datos (on line). Disponible en: <http://www.worldbank.org> Leído el 26 de junio de 2003.
- Carter, S., and S.A. Shaw. 1993. The UK apple industry: production, markets and the role of differentiation. *Br. Food J.* 95:23-28.
- Connor, J.M. 1994. Northern America as a precursor of changes in Western European food purchasing rates. *Eur. Rev. Agric. Econ.* 11:155-73.
- Deaton, A., and J. Muellbauer. 1984. Restrictions on preferences. p. 127-141. *In* A. Deaton and J. Muellbauer (eds.). *Economics and consumer behavior*. Cambridge University Press, New York, USA.
- ECB. 2003. Harmonised indices of consumer prices (HICPs). European Central Bank. Available at <http://www.ecb.int/> Accessed 20 June 2003.
- FAO. 2003. Statistical database. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Available at: <http://www.ecb.int/> Accessed 25 August 2003.
- Greene, W.H. 1998. *Análisis econométrico*. p. 204-205. 3ª ed. Prentice Hall, Madrid, España.
- Gujarati, D.N. (ed.) 2000. *Supuesto de normalidad: Modelo clásico de regresión lineal normal (MCRLN)* p. 104. *In* D.N. Gujarati. *Econometría*. 3ª ed. McGraw-Hill, Bogotá, Colombia.
- Henderson, J.M., and R.E. Quandt. 1980. The theory of consumer behavior. p. 28, 39-40, 60. *In* J.M. Henderson and R.E. Quandt (eds.) *Microeconomic theory: a mathematical approach*. 3ª ed. McGraw-Hill, New York, USA.
- Herrmann, M.L., and B.H. Lin. 1988. The demand and supply of Norwegian Atlantic salmon in the United States and European Community. *Can. J. Agric. Econ.* 36:459-472.
- Jonq-Ying Lee. 1994. Fresh fruit consumption in Japan. *Agribusiness* 10:513-520.
- Judge, G., C. Hill, W. Griffiths, H. Lütkepohl, and T.C. Lee. 1988. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. p. 336-337. 2ª ed. John Wiley and Sons, New York, USA.
- La Via, G., and A. Nucifora. 2002. The determinants of the price mark-up for organic fruit and vegetable products in the European Union. *Br. Food J.* 104:319-336.
- Marshall, A. 1997. *Principles of economics*. 450 p. 9ª ed. Prometheus Books, New York, USA.
- McKenna, M., and W.E. Murray. 2002. Jungle law in the orchard: comparing globalization in the New Zealand and Chilean apple industries. *Econ. Geography* 78:495-514.
- Munirathinam, R., M.A. Marchant, and M.R. Reed. 1997. The Canada U.S. Free Trade Agreement: competitive tradeoffs between foreign direct investment and trade. *International Advances in Econ. Research* 3:312-324.
- Munirathinam, R., M.R. Reed, and M.A. Marchant. 1998. Effects of the Canada-U.S. Trade Agreement (CUSTA) on U.S. agricultural exports. *Int. Food Agribusiness Manage. Rev.* 1:403-415.
- ODEPA. 2003. Base de datos productivas periodo 2001. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias. Disponible en: <http://www.odepa.cl> Leído el 26 de junio de 2003.
- ODEPA. 2004. Bases de datos de comercio exterior silvoagropecuario. Oficina de Estudios y Políticas Agrarias. Disponible en: <http://www.odepa.cl> Leído el 19 de marzo de 2004.
- Pardo, A.P., y M.A. Ruiz. 2002. *SPSS 11 : guía para el análisis de datos*. 715 p. McGraw Hill, Madrid, España.
- Pigou, A.C. 1910. A method of determining the numerical values of elasticities of demand. *Econ. J.* 20:636-640.
- Richards, T.J. 2000. A discrete/continuous model of fruit promotion, advertising, and response segmentation. *Agribusiness* 16:179-196.
- Roosen, J. 1999. A regional econometric model of U.S. apple supply and demand. *Staff Paper Series #317*. p. 1-3. Department of Economics, Iowa State University, Ames, Iowa, USA.
- Senauer, B. 1990. Major consumer trends affecting the US food system. *J. Agric. Econ.* 41:412-30.
- Stewart, H., N. Blisard, and D. Jolliffe. 2003. Do income constraints inhibit spending on fruits and vegetables among low-income households? *J. Agric. Resource Econ.* 28:465-480.
- USDA. 2003. United States Department of Agriculture, Foreign Agricultural Services (FAS online). Available at <http://www.fas.usda.gov/http/horticulture/fresh%20vegetables/12-23-03%20fresh%20veg%20article.pdf> Accessed 30 June 2003.