

LOS MOVIMIENTOS EN EL TIPO DE CAMBIO Y EL COMERCIO DE LECHE EN POLVO ENTRE MÉXICO Y LOS ESTADOS UNIDOS

Un análisis de cointegración*

*José Luis Jaramillo Villanueva y Rakhal Sarker***

RESUMEN

Muchos analistas argumentan que el gran crecimiento del comercio de productos agroalimentarios entre México y los Estados Unidos puede atribuirse a los cambios en el tipo de cambio, la volatilidad del tipo de cambio y el Tratado de Libre Comercio (TLCAN). Este artículo cuantifica los efectos de los cambios en el tipo de cambio real entre México y los Estados Unidos, su volatilidad y el TLCAN en los flujos de leche en polvo entre ambos países y contribuye, con evidencia empírica, al debate de los efectos de las modificaciones en el tipo de cambio real y su volatilidad en los flujos del comercio de productos agroalimentarios. Para estimar una función de demanda de importaciones de la leche en polvo en México, se emplean el análisis de cointegración por máxima probabilidad y un vector de corrección de errores (VCE). Para guiar el análisis empírico, en este estudio se establece un modelo de maximización de la utilidad esperada y se estimó un conjunto de ecuaciones de forma reducida. Los resultados muestran que mientras los cambios en el tipo de cambio real

* *Palabras clave:* tipo de cambio real, modificaciones en el tipo de cambio, volatilidad, comercio agrícola, análisis de cointegración. *Clasificación JEL:* Q17. Artículo recibido el 9 de agosto de 2007 y aceptado el 27 de abril de 2009 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall]. Se agradece los comentarios y las valiosas sugerencias de dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO para mejorar la estructura de este artículo.

** J. L. Jaramillo Villanueva, profesor investigador del Colegio de Postgraduados en Ciencias Agrícolas, Cholula. R. Sarker, profesor asociado del Department of Agricultural Economics and Business, University of Guelph, Ontario, Canadá.

tienen un efecto positivo en las importaciones de leche en polvo en México provenientes de los Estados Unidos, la volatilidad del tipo de cambio real tiene un efecto negativo en las importaciones, tanto en el corto como en el largo plazo. El TLCAN no tiene un efecto significativo en las importaciones de leche en polvo que México hace de los Estados Unidos.

ABSTRACT

Many analysts argue that the substantial growth in agri-food trade between Mexico and the United States can be attributed to changes in exchange rate, exchange rate volatility and NAFTA. This paper quantifies the effects of the changes in Mexico-United States real exchange rate, its volatility and NAFTA on Mexico-United States flows of milk powder and contributes, with empirical evidence, to the debate on the effects of real exchange rate changes and its volatility on agri-food trade flows. Maximum Likelihood Cointegration Analysis and a Vector Error Correction (VEC) approach are used in estimating an import demand function for milk powder in Mexico. To guide the empirical analysis, an expected utility maximization model is developed in this study and a set of reduced form equations are estimated. The results show that while changes in real exchange rate have a positive effect on milk powder imports in Mexico from the United States, volatility of the real exchange rate has a negative effect on imports, both in the short-run and in the long-run. The NAFTA has no significant effect on milk powder imports in Mexico from the United States.

INTRODUCCIÓN

México es un socio importante del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). Sin embargo, a diferencia de Canadá y los Estados Unidos, el sector agrícola mexicano está menos desarrollado. La producción agrícola está en proceso de transformación y la producción interna de los alimentos básicos, como son el maíz blanco y el frijol, aún está dominada por productores pequeños y medianos. El sector agroalimentario emplea a cerca de 25% de la población mexicana. Alrededor de 50% de los agricultores mexicanos producen para autoconsumo y el 80% de los productores de cereales y oleaginosas poseen menos de 5 hectáreas (Yúnez-Naude y Barcenais, 2002).

Los Estados Unidos son el socio agroalimentario más importante de Mé-

xico: compra aproximadamente 85 % de las exportaciones mexicanas y proporciona cerca de 65 % de las importaciones del país en este rubro (USDA-ERS, 2005). Entre 1993 y 2005 las exportaciones agrícolas de los Estados Unidos a México crecieron a una tasa compuesta anual de 8.3 %, mientras que las importaciones agrícolas provenientes de México lo hicieron a un ritmo de 9.8 por ciento.

En los círculos académicos y de los funcionarios que formulan políticas se ha argumentado que la volatilidad en el tipo de cambio desempeñó un papel importante en los resultados comerciales del sector agroalimentario de México y los Estados Unidos en los pasados dos decenios. Mientras que algunos estudios del comercio agrícola entre los Estados Unidos y México han destacado la importancia del TLCAN en la expansión de las exportaciones e importaciones de algunos productos agroalimentarios (Rosenzweig, 1996; Schwentesius *et al*, 2001), otros han destacado el papel que desempeñan las variaciones en el tipo de cambio en el mejoramiento de los resultados comerciales de México (Málaga *et al*, 2001; Mora-Flores *et al*, 2002). Desde que México transformó un sistema de tipo de cambio fijo por otro flotante en 1995, el tipo de cambio entre México y los Estados Unidos se ha caracterizado por periodos de calma seguidos de una alta volatilidad, que también pudieron haber influido en los flujos del comercio agroalimentario entre ambos países.

La transformación de un sistema de tipo de cambio fijo por otro flotante, por el que las principales naciones comerciantes optaron a principios del decenio de los setenta del siglo pasado, señaló el comienzo de un nuevo debate en la economía del comercio internacional. Aunque existe un consenso general entre los economistas en el sentido de que el periodo de tipos de cambio flexibles se ha caracterizado por una alta volatilidad en el tipo de cambio (Liang, 1998), hasta ahora la investigación teórica y empírica ha producido pruebas contradictorias relacionadas con los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en los flujos del comercio internacional (Cho *et al*, 2002). Algunos estudios han encontrado una relación negativa entre la volatilidad del tipo de cambio y los flujos comerciales (Cushman, 1988; Anderson y García, 1989; Lastrapes y Koray, 1990, y Qian y Varangis, 1994), mientras que otros, como Franke (1991) y Kroner y Lastrapes (1993), sugieren que existe una relación positiva entre la volatilidad del tipo de cambio y los flujos del comercio internacional.

Sólo unos cuantos estudios se han enfocado en los efectos de la volatili-

dad del tipo de cambio en el comercio agrícola en años recientes. Sheldon (2003) empleó un modelo de gravedad para analizar el efecto de la incertidumbre de mediano a largo plazos en el comercio agrícola en comparación con los resultados de otros sectores. Concluyó que el comercio agrícola se ha visto afectado más negativamente por la incertidumbre de mediano a largo plazos en los tipos de cambio, en comparación con otros sectores. Similarmen-te, Anderson y García (1989) y Cho *et al* (2002) descubrieron que la volatilidad del tipo de cambio ejerce un efecto significativamente negativo en los flujos del comercio agrícola y que el comercio desagregado es más susceptible a la incertidumbre en el tipo de cambio que el comercio agregado. Hasta donde sabemos, el problema de la volatilidad del tipo de cambio ha recibido poca atención en el contexto del comercio agroalimentario entre México y los Estados Unidos.

Un segundo problema en los movimientos en el tipo de cambio y los flujos comerciales son las variaciones en el tipo de cambio (apreciación y devaluación). La bibliografía de comercio relacionada con los efectos de los movimientos en el tipo de cambio en el comercio agrícola se enfocó en si el tipo de cambio tenía importancia para los flujos del comercio agrícola. La mayoría de los estudios, salvo por los de Batten y Belongia (1986) y Fuller *et al* (1992,) produjeron pruebas de que el tipo de cambio sí importa y que es una variable clave en la explicación de los resultados comerciales (Anderson y García, 1989; Mora-Flores *et al*, 2002). La mayoría de los estudios que apoyan la importancia del tipo de cambio han encontrado un efecto positivo del tipo de cambio en los flujos comerciales.

Los efectos importantes de los movimientos en el tipo de cambio entre México y los Estados Unidos en el desempeño comercial de México no se conocen bien, ni en el de comercio agregado ni en el de mercancías individuales. La bibliografía del tema ha sido algo escasa. Espinoza-Arellano *et al* (1998) intentaron determinar las fuerzas económicas que influyen en la competitividad de México en el mercado del melón blanco en los Estados Unidos. Sus resultados mostraron que el efecto de la devaluación del peso de 1994-1995 tuvo repercusiones de corto plazo en las exportaciones de melones mexicanos hacia los Estados Unidos. Mora-Flores *et al* (2003) evaluaron el efecto de los cambios en los precios de exportación del valor bruto de la producción agrícola y ganadera de México y encontraron una relación directa entre el precio de exportación y las cantidades exportadas. Sin embargo, las exportaciones de ganado respondieron más rápidamente a los cambios

en el precio de exportación, en relación con las exportaciones de otras mercancías agrícolas.

Aunque se han propuesto algunas explicaciones en la bibliografía para dar cuenta de los resultados aparentemente contradictorios de los efectos de la volatilidad del tipo de cambio en los flujos del comercio internacional de mercancías agroalimentarias, el conjunto más atractivo incluye el uso de técnicas econométricas y medidas inadecuadas de la volatilidad del tipo de cambio.¹ Se debe recordar también que el análisis de los flujos comerciales agregados encubre, en pocas palabras, el efecto de la volatilidad en los flujos comerciales de mercancías específicas.

Para resolver las limitaciones anteriores, esta investigación incorpora, por vez primera, dos medidas del riesgo del tipo de cambio² en el análisis del comercio entre México y los Estados Unidos de una sola mercancía agroalimentaria: la leche en polvo, que se estima mediante el análisis de cointegración de la máxima probabilidad de Johansen para generar los efectos de largo plazo de las modificaciones en el tipo de cambio y su volatilidad en las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos. Los efectos de corto plazo se estiman mediante un modelo de vector de corrección de errores.

La demanda de leche y productos lácteos ha venido creciendo a una mayor velocidad en México en años recientes. Mientras que la producción interna de leche de vaca también se ha incrementado lentamente, debido a rendimientos muy bajos (1.46 tm por vaca en México, comparado con los 9.05 tm de los Estados Unidos) la brecha entre la creciente demanda interna y el suministro local se ha ido agrandando en México durante los pasados 15 años. Para satisfacer la creciente demanda interna de leche y productos lácteos, México importa cantidades considerables de leche en polvo, mantequilla y queso de otros países. En 2007 México importó 80 458 toneladas de leche en polvo descremada, lo que lo convirtió en el mayor importador de esta mercancía en el mundo (USDA, 2008). Mientras que México importó cantidades significativas de leche en polvo de Europa, sobre todo de Alemania y Francia antes del decenio de los noventa, los Estados Unidos se convirtieron en el exportador predominante de leche en polvo a México desde 1991. A partir de 2004, entre 74 y 86% de toda la leche en polvo importada

¹ No existe una medida generalmente aceptada para cuantificar estos riesgos, pero uno de los métodos recientes más atractivos para medir la volatilidad del tipo de cambio es el enfoque GARCH (Bollerslev *et al.*, 1992).

² En esta investigación se empleó un tipo de cambio real en la estimación. En el texto se hace referencia al tipo de cambio real simplemente como el “tipo de cambio”.

en México proviene de los Estados Unidos. Si bien Alemania todavía exporta grandes cantidades de leche en polvo, Canadá gradualmente ha pasado a ser el tercer principal exportador de leche en polvo hacia México, con lo que desplazó a Nueva Zelanda (Secretaría de Economía, 2006).

Este artículo está organizado de la siguiente manera: la sección I proporciona un marco de trabajo para el análisis de los efectos de las variaciones y la volatilidad del tipo de cambio en los flujos del comercio agrícola. La sección II subraya las características principales del modelo empírico y describe los datos empleados en este estudio. La sección III analiza los resultados de la prueba de raíz unitaria, la especificación de las medidas alternativas de volatilidad y los principales resultados del análisis de cointegración. Esta sección también examina los resultados del modelo de corrección de errores y los resultados de las pruebas de hipótesis. Al final se resume los principales hallazgos y se concluye el artículo.

I. MARCO ANALÍTICO

Se emplea un modelo de maximización de utilidad de un solo bien, la leche en polvo, y dos países, México y los Estados Unidos, para ilustrar las relaciones teóricas entre los flujos comerciales y un conjunto de variables explicativas. La especificación del modelo económico estuvo seguida de la derivación de un conjunto de resultados de estática comparativa para determinar la dirección de los efectos de las variables explicativas clave en la demanda de importaciones. Acto seguido, se estableció la especificación empírica de una función de demanda de importación de leche en polvo en México, proveniente de los Estados Unidos.

En este modelo se emplea la teoría de la producción para derivar teóricamente la función de demanda de importaciones al considerar las importaciones como insumos de la tecnología interna para producir un bien final. Se supone que las decisiones de importación y exportación las toman empresas que maximizan sus ganancias. Las importaciones se usan junto con los insumos internos para generar una producción que puede consumirse internamente o exportarse. Con base en un enfoque similar al de Appelbaum y Kohli (1997),³ en este artículo se hace un esfuerzo por modelar la demanda de importaciones en condiciones de incertidumbre en el tipo de cambio.

³ Appelbaum y Kohli (1997) afirmaron que la incertidumbre debe considerarse expresamente si es necesario evaluar las decisiones de importación y su papel como elemento disuasivo del comercio inter-

Dejemos que $q = f(X_L, X_M, K)$ sea una función neoclásica de la producción, en la que X_L es el insumo de la mano de obra, X_M representa la cantidad de los insumos importados necesarios para generar la producción q y K es el capital. Se supone que la única fuente de riesgo es la incertidumbre en el tipo de cambio (R). Por tanto, el tipo de cambio es una variable aleatoria y, por consiguiente, también lo son el precio extranjero (P) y las ganancias. Si se reconocen éstas como variables aleatorias, el problema de la maximización de las ganancias puede formularse de la siguiente manera:

$$\text{Max}_{X_L, X_M, K} \{E[U[(\bar{R} - 1)P f(X_L, X_M, K) - w_L X_L - (\bar{R} - 1)w_M X_M - w_K K]]\} \quad (1)$$

en que $\bar{R} = \frac{R}{R_i}$ representa el precio de la moneda de las importaciones (moneda extranjera) y R es una variable aleatoria distribuida según la función de densidad $g(R)$, con $E(R) > 0$ (de modo que $E(R) > \bar{R}$) y $\text{Var}(R) > 0$. Se supone que $U(\cdot)$ es una función de utilidad Von Newman-Morgenstern con $U'(\cdot) > 0$. La solución al problema de la empresa define la función de utilidad V (dual) indirecta (esperada) que se representa en la ecuación (2) como:

$$\text{Max}_{y, x} E\{U[(\bar{R} - 1)P y - w_L X_L - (\bar{R} - 1)w_M X_M - w_K K]\} = V(w_i, P, \bar{R}, R_i, R) \quad (2)$$

en la que R_i representa momentos más altos de $g(R)$ y la variable aleatoria R es continua y convexa respecto a los momentos (Appelbaum, 1993). La función de oferta y demanda de la empresa puede obtenerse de la función de utilidad esperada indirecta anterior al aplicar el teorema de la envolvente. Por consiguiente:

$$\frac{\partial V}{\partial w_i} = E[U'(x_i)] x_i$$

y

$$\frac{\partial V}{\partial P} = E[U'(y)] y$$

Por lo tanto las funciones de demanda de insumos y la oferta de producción de la empresa están dadas por

nacional. La variable del tipo de cambio y la variable de la volatilidad del tipo de cambio se introducen directamente en las funciones de la demanda de importaciones por estimar. Por ende, el volumen de la demanda de importaciones es una función del ingreso, los precios, el tipo de cambio y la incertidumbre en el tipo de cambio. En esta investigación, la incertidumbre en el tipo de cambio está representada por la volatilidad del tipo de cambio. Se genera empleando dos medidas distintas de la volatilidad.

$$x_i = \frac{V}{w_i} / \frac{V}{w_K} \tag{3}$$

y

$$y = \frac{V}{P} / \frac{V}{w_K} \tag{4}$$

Las condiciones de primer orden para maximizar la utilidad esperada de las ganancias son:

$$EU'(\bar{R}_1)P f_L(X_L, X_M, K) - w_L = 0 \tag{5}$$

y

$$EU'(\bar{R}_1)P f_M(X_L, X_M, K) - (\bar{R}_M)w_M = 0 \tag{6}$$

Las condiciones anteriores pueden reescribirse como:

$$(\bar{R}_1)P f_L(X_L, X_M, K) = w_L \tag{7}$$

y

$$(\bar{R}_1)P f_M(X_L, X_M, K) = (\bar{R}_M)w_M \tag{8}$$

El término $(\bar{R}_M)w_M$ es el costo marginal total de las importaciones y w_M representa el costo marginal de la incertidumbre. De (8) se deduce que la presencia de la incertidumbre generalmente conduce a que el valor del producto marginal de las importaciones se desvíe del costo marginal esperado de los productos importados. En particular, en condiciones de aversión al riesgo, β es positiva, por lo que el valor del producto marginal de las importaciones rebasará su precio de mercado esperado. Por tanto, esto implica que la cantidad de importaciones será menor en condiciones de incertidumbre. La solución al sistema, representada por las ecuaciones (7) y (8), es:

$$X_L^* = X_L^*(w_L, w_M, p, \bar{R}_1) \tag{9}$$

$$X_M^* = X_M^*(w_L, w_M, p, \bar{R}_M) \tag{10}$$

Estas relaciones indican la cantidad de cada factor que se contratará como una función del factor y el precio del producto; son las funciones de elección de este modelo. Una vez resueltas las ecuaciones (9) y (10), pueden generarse resultados de estática comparativa significativos y comparables para inferir la dirección de los cambios en el factor trabajo debido a las variaciones en los precios, el tipo de cambio y su volatilidad.

Los resultados de estática comparativa ponen de manifiesto que mientras que la demanda de importaciones (el volumen intercambiado) responde ne-

gativamente a la incertidumbre en el tipo de cambio, el precio de las importaciones responde positivamente a las variaciones en el tipo de cambio; la demanda de insumos internos responde positivamente a los cambios en el precio que se le paga al productor; las demandas de mano de obra y de insumos importados responden negativamente a los cambios en su precio. Los resultados anteriores se usan como una guía en el análisis empírico que se presenta en la siguiente sección.

II. ESTIMACIÓN EMPÍRICA

Mientras que tanto el enfoque estructural como el de forma reducida han sido empleados en la bibliografía para determinar los efectos del tipo de cambio en los flujos comerciales de mercancías agroalimentarias, en este estudio se emplea un modelo de forma reducida. Es una manera más sencilla de estudiar la relación económica entre los movimientos del tipo de cambio y las variables que entran en el modelo, como son los precios, las cantidades comerciadas y otras variables, en comparación con otros enfoques. La principal ventaja del modelo de forma reducida es que hipótesis económicas significativas pueden ponerse a prueba sin la estimación de parámetros estructurales y que puede dar cabida a datos no estacionarios. Con base en el marco teórico presentado líneas arriba, se estima la siguiente ecuación que representa la función de demanda de importaciones de la leche en polvo de México, proveniente de los Estados Unidos:

$$Qm^* = \beta_0 + \beta_1 MY + \beta_2 Pm + \beta_3 Pca + \beta_4 MSF + \beta_5 D_i + \beta_6 ER + \beta_7 V_i + \epsilon_i \quad (11)$$

en que Qm^* es la cantidad de leche en polvo importada; representa el volumen de las importaciones de México desde los Estados Unidos; MY es el ingreso del importador; Pm es el precio de importación de la leche en polvo; Pca significa el precio de un sustituto; está representado por el precio de la leche en polvo importada en México proveniente de Canadá; MSF denota la diferencia entre la producción total y el consumo de productos lácteos en México. D_i es el TLCAN o variable ficticia (*dummy*) estacional para considerar los efectos de la liberación (la reducción de los aranceles). ER es el tipo de cambio real bilateral de México y los Estados Unidos. V_i son las medidas de la volatilidad del tipo de cambio. Se puso a prueba dos medidas distintas de la volatilidad, una a la vez. El signo esperado de la variable del ingreso

(MY) es positivo, lo que indica que a medida que aumenta el ingreso real del país importador, también aumenta la cantidad importada. Los signos esperados de Pm y Pca son negativo y positivo, respectivamente. Se espera un coeficiente positivo para la variable del tipo de cambio porque una apreciación del dólar estadounidense trae consigo a una caída en las importaciones de México, ya que los productos de los Estados Unidos se tornan relativamente más caros que los de México u otros países. Se espera que el coeficiente de la variable MSF sea positivo. Si se supone comerciantes con aversión al riesgo, se espera que los coeficientes de ambas medidas de la volatilidad (V_i) sean negativos. Por último, se espera un coeficiente positivo para las variables ficticias del TLCAN.

En esta investigación sólo el precio de importación de Canadá (Pca) se incluye como sustituto de las importaciones de México desde los Estados Unidos, debido a la disponibilidad de los datos. A pesar de que se reconoce que las importaciones mexicanas de leche en polvo provienen de unos 25 países, durante el periodo 1989-2004, cerca de 43% del total de importaciones de México fueron de los Estados Unidos, seguidos por Alemania (13.9%), Canadá (10%), Irlanda (8.5%) y Nueva Zelanda (7.5%). La participación de los otros 20 países en las importaciones es menor a 4 por ciento.

1. Estrategia de modelización econométrica

La estimación econométrica consta de cuatro pasos. El primero es efectuar una prueba de raíz unitaria para determinar si los datos pertinentes están en niveles o son estacionarios en diferencias. Para poner a prueba la presencia de una raíz unitaria en cada serie de datos se utilizó la prueba de Dickey y Fuller (1979) aumentada. Dado que los valores t para esta prueba no siguen la distribución estándar t , se emplean los valores críticos aportados por Dickey y Fuller (1979). El segundo paso es la estimación de las medidas de volatilidad del tipo de cambio real, que se incorporan como variables explicativas en el modelo. En este estudio se consideran dos medidas de la volatilidad: una son las medidas de la volatilidad basadas en la desviación estándar (un promedio móvil de la desviación estándar del tipo de cambio), y la otra es la medida de la volatilidad basada en un modelo GARCH (1,1).

Como señalaron Bollerslev *et al* (1992), las series de tiempo macroeconómicas son característicamente heteroscedásticas, leptocúrticas y presentan volatilidad agrupada. Sugiere que estas características podrían manejarse

con éxito si se modelara la volatilidad de la serie de tiempo como una condición de la conducta pasada. Esto es exactamente lo que se logra con el modelo GARCH (Bollerslev, 1986). El tercer paso es aplicar el análisis de cointegración para determinar los efectos a largo plazo de los movimientos en el tipo de cambio y otras variables pertinentes en el volumen de leche en polvo que México importa de los Estados Unidos. El último paso implica el desarrollo y estimación del modelo de vector de corrección de errores para generar los resultados de corto plazo pertinentes.

De acuerdo con Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990), la estimación econométrica comienza con una representación VAR irrestricta del orden k_{ib} . Dado que, en general, las series de tiempo económicas son no estacionarias, un sistema VAR normalmente se ha expresado en primeras diferencias, como puede ser:

$$X_t = C + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_{K-1} X_{t-K+1} + X_{t-k} + D_t \quad (12)$$

Cuando se da la cointegración, puede representarse como el producto de dos matrices $p \times r$, y de modo que . Las son los vectores de cointegración y las son los pesos. La máxima estimación de la probabilidad de consiste en dos conjuntos de regresiones. Los parámetros estimados se emplean para poner a prueba la hipótesis nula de que existen vectores de cointegración r (véase los pormenores en Johansen, 1995). Para este fin se emplean dos pruebas: la prueba de la traza y la del eigenvalor máximo. Si H_1 es un caso especial de H_2 ln para $r = p$, entonces el estadístico de la traza se define como:

$$2 \ln(Q; H_2 / H_1) = T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

El estadístico ln del máximo eigenvalor para probar $H_2(r)$ en $H_2(r-1)$ se representa como:

$$2 \ln(Q; r | r-1) = T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r-1}) \quad (14)$$

Los valores críticos de estas pruebas se presentan en MacKinnon (1999).

Dado que las especificaciones alternas de la estructura de los rezagos de un modelo VAR dado generan resultados muy distintos (Haffer y Sheenan, 1991), es importante determinar la estructura óptima de los rezagos del modelo VAR. La especificación de la longitud adecuada de los rezagos para cada VAR se estableció en dos pasos: primero se determinaron los valores de vero-

CUADRO 1. *Datos no procesados: Descripción y fuentes*

<i>Datos no procesados</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>
Tipo de cambio ^a	Tipo de cambio real bilateral nominal entre México y Estados Unidos; tipo de cambio al final del periodo 1989.1-2004.12	USDA-ERS: http://www.ers.usda.gov/data/
IPC (Estados Unidos)	IPC general mensual (Estados Unidos). Todos los artículos. 1989.1-2004.12 (periodo de base: 1984 100)	Departamento de Trabajo de Estados Unidos http://www.bls.gov/cpi/
IPC (México)	IPC general. Mensual, 1989-2004 (mes de base junio 2002 100)	Banco de México: <i>Indicadores económicos</i> http://www.banxico.org.mx
PIB (México)	PIB trimestral, en millones de pesos (1993 100)	Banco de México: <i>Indicadores económicos</i> http://www.banxico.org.mx
Precio de importación de la leche en polvo proveniente de Canadá	Precio mensual al mayoreo (Estados Unidos). 1989-2004 (dólares por tonelada)	Departamento de Agricultura de Estados Unidos (USDA)-Servicio de Investigación Económica (ERS). Servicio Agrícola Exterior (FAS)
Volumen de leche en polvo	Exportaciones mensuales (Estados Unidos) (MT), HS 4-DIG (1989-2004)	U.S. Trade Internet System (Sistema de Información de Comercio de Estados Unidos en Internet)
Precio de importación de la leche en polvo proveniente de los Estados Unidos	El precio de importación es el cociente del valor total de las importaciones mexicanas y el volumen de las importaciones (dólares por tonelada). 1989-2004	USDA-ERS. FAS, U.S. Trade Internet System

^a Para convertir el tipo de cambio nominal en valores reales se multiplicó el tipo de cambio nominal por la relación entre el precio externo y el precio interno. Posteriormente, se usó el tipo de cambio real en todas las estimaciones.

similitud logarítmica para cada uno de los cuatro modelos, de 1 a 12 rezagos. Estos valores se emplearon para construir la prueba modificada de la proporción (*ratio*) de verosimilitud (prueba ML) de Sim (1980). La prueba de Sim permite probar restricciones entre ecuaciones. Permite también a los investigadores poner a prueba la equivalencia de modelos con distintas longitudes de rezagos y tiene una distribución asintótica χ^2_d con un grado de libertad d , igual al número de restricciones impuestas. Para examinar el rango completo de posibilidades respecto a los periodos de comercio, los modelos se estiman con distintas estructuras de rezagos, desde un periodo (mensual) hasta 12 periodos (véase el apéndice). La hipótesis nula de que hay r vectores de cointegración se comprueba mediante la prueba de la traza y la prueba del eigenvalor máximo. Los valores críticos se toman de MacKinnon (1999).

Después de estimar las relaciones de cointegración a largo plazo mediante el enfoque de la mayor probabilidad, se aísla(n) el/los término(s) de corrección de errores y se formula el modelo de corrección de errores con los términos de corrección de errores incluidos en él. El modelo de corrección de errores se estima para determinar las relaciones a corto plazo entre las variables incluidas en el modelo. La estimación del modelo de corrección de errores se basa en la metodología “de lo general a lo específico” de Hendry (1987).⁴

2. Descripción y fuentes de los datos

Este artículo se enfoca en las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos de 1989 a 2004. Los datos se identificaron con base en sus códigos del sistema armonizado de designación y codificación de mercancías (sistema armonizado, o SA). Para estimar el modelo se emplearon datos mensuales de enero de 1989 a diciembre de 2004. Todos los datos empleados en esta estimación fueron previamente transformados logarítmicamente, salvo por la variable ficticia, así que los coeficientes resultantes pueden interpretarse como elasticidades. Ese periodo se seleccionó con base en la disponibilidad de datos. El cuadro 1 describe las principales características de los datos y sus fuentes.

⁴ Con este enfoque se estima primero la forma más general del modelo y luego se reduce la dimensión del espacio de parámetros al eliminar secuencialmente las variables (rezagos) con coeficientes insignificantes.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

1. *Resultados de la prueba de raíz unitaria*

Para determinar la longitud de rezagos adecuada para la prueba de raíz unitaria se pueden usar el criterio de información de Akaike (AIC; 1973) o el criterio Schwarz (SBC; 1978). En una muestra muy grande con errores distribuidos normalmente, los dos métodos seleccionarán la misma longitud de rezagos. Sin embargo, en una muestra pequeña, el SBC seleccionará un modelo más parsimonioso que el AIC. En este estudio, se emplea la prueba de SBC para seleccionar la longitud de rezagos para cada variable. La prueba de raíz unitaria para todas las variables en la función de demanda de importaciones de leche en polvo se presenta en el cuadro 2.

Para todas las variables, la hipótesis nula de una raíz unitaria no puede rechazarse con una de significación de 5% cuando los datos están en niveles. Sin embargo, la hipótesis nula de una raíz unitaria se rechaza para todas las variables cuando los datos se usan en primeras diferencias. Por tanto, se puede concluir que todas las variables que se emplean para especificar la función de demanda de importaciones de leche en polvo de México son integrados de orden uno.

2. *Resultados de la cointegración de la máxima probabilidad*

Dado que se determinó que todas las variables pertinentes son $I(1)$, pasamos a determinar si están cointegradas o no. Para detectar la presencia de cointegración se usan el estadístico de la traza y el estadístico del máximo eigenvalor. El estadístico de la traza pone a prueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es igual a r contra la opción de que el rango de cointegración es k . Por otra parte, el estadístico del máximo valor propio pone a prueba la hipótesis nula de que el rango de cointegración es igual a r contra la opción de que el rango de cointegración es $r - 1$. Cuando existe una sola relación de cointegración, el vector de cointegración pertinente está dado por el valor de la primera columna de la matriz (véase la ecuación 12) correspondiente al mayor valor propio. El vector de cointegración representa la relación estable a largo plazo entre las variables de un modelo dado. Por otra parte, los pesos () representan la velocidad de ajuste de las variables después de un choque al sistema en equilibrio.

Para el modelo estimado, usando la volatilidad $V1$ y la volatilidad vG , los

CUADRO 2. *Resultados de la prueba de raíz unitaria para las variables del modelo de demanda de importaciones de leche en polvo*

<i>Variables en niveles</i>	<i>Estimaciones de los coeficientes</i>	<i>Longitud del rezago (meses)</i>	<i>Estadístico ADF^a</i>
Tipo de cambio real (Estados Unidos-México)	0.014912	5	1.092
Déficit de leche en México (MSF)	0.0835	10	1.486
PIB <i>per capita</i> real (México)	0.326130	12	2.710
Volumen de importaciones de leche en polvo	0.31842	8	3.399
Precio de importación de la leche en polvo	0.36167	3	4.122
Precio de importación de la leche en polvo (Canadá)	0.00964	2	1.597
Volatilidad del tipo de cambio (V1)	0.175660	6	3.068
Volatilidad del tipo de cambio (VG)	0.502867	5	2.028
<i>Variables en primeras diferencias</i>			
Tipo de cambio real (Estados Unidos-México)	0.97241	5	7.162
Déficit de leche en México (MSF)	3.2383	10	7.894
PIB <i>per capita</i> real (México)	4.53180	12	5.860
Volumen de importaciones de leche en polvo	1.7752	8	8.992
Precio de importación de la leche en polvo	2.4022	3	10.61
Precio de importación de la leche en polvo (Canadá)	0.38018	2	5.964
Volatilidad del tipo de cambio (V1)	1.70210	6	8.462
Volatilidad del tipo de cambio (VG)	1.23845	5	8.089

^a Significación de 5 por ciento. Prueba de Perron, significación de 5 por ciento.

estadísticos de la traza y del máximo eigenvalor rechazan la hipótesis nula de no cointegración con significación de 5 %. Según el estadístico de la traza (Traza) hay dos vectores de cointegración, mientras que el estadístico del máximo eigenvalor (Máx) indicó la presencia de una sola relación estable a largo plazo (véase los cuadros 3 y 4). Por ende, por motivos de congruencia, se seleccionó un vector de cointegración para cada modelo.⁵

Los siguientes vectores de cointegración representan la relación a largo plazo entre las variables de cada sistema:

$$Q_m \quad 1.248Pmk \quad 0.924Pca \quad 0.328MXY \quad 0.252ER \quad 0.343V1 \quad 0.144MSF \quad (15)$$

$$Q_m \quad 1.007Pmk \quad 1.433Pca \quad 0.785MXY \quad 0.210ER \quad 0.347VG \quad 0.777MSF \quad (16)$$

⁵ Aunque la teoría sugiere que la prueba de la traza y la prueba del máximo eigenvalor seleccionan el mismo número de vectores de cointegración, en una muestra pequeña la prueba de la traza tiende a tener mayor potencia que la prueba del máximo valor propio. En la bibliografía se recomienda el uso de las dos pruebas en los trabajos empíricos para determinar el número de vectores de cointegración en un sistema dado (Lutkepohl *et al*, 2001).

CUADRO 3. *Resultados de la cointegración de la máxima probabilidad con volatilidad V1*

<i>Sistema de siete variables y diez rezagos usando V1</i>							
Valores propios	0.3641	0.2447	0.2337	0.1145	0.0364	0.0168	0.0074
<i>Vectores propios</i>							
<i>MXV</i>	0.328	0.079	0.501	0.282	4.829	3.983	5.234
<i>ER</i>	0.252	0.203	1.301	0.091	1.890	16.421	2.443
<i>V1</i>	0.343	0.145	2.359	0.796	2.637	7.687	0.002
<i>MSF</i>	0.144	0.196	0.292	1.006	4.142	8.210	3.613
<i>Pm</i>	1.248	0.463	1.028	0.260	0.883	3.923	2.790
<i>Pmc</i>	0.924	0.630	1.109	0.836	2.836	0.544	0.788
<i>Qm</i>	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>Pesos</i>							
<i>MXV</i>	0.0003	0.0024	0.0007	0.0003	0.0008	0.0004	0.0001
<i>ER</i>	0.0007	0.0010	0.0011	0.0003	0.0013	0.0009	0.0001
<i>V1</i>	0.0037	0.0275	0.0906	0.0732	0.0101	0.0147	0.0110
<i>MSF</i>	0.0833	0.0213	0.0263	0.0643	0.0002	0.0028	0.0170
<i>Pm</i>	0.1495	0.0433	0.0389	0.0031	0.0016	0.0002	0.0031
<i>Pmc</i>	0.0226	0.0305	0.0352	0.0020	0.0040	0.0016	0.0004
<i>Qm</i>	0.1621	0.1060	0.1587	0.1666	0.0476	0.0549	0.0441
<i>Pruebas del número de vectores de cointegración</i>							
<i>Hipótesis nula</i>	<i>Traza</i>	<i>Traza (0.95)</i>	<i>Máx</i>	<i>Máx. (0.95)</i>			
<i>r</i> 0	214.054*	150.41	81.937*	50.51			
<i>r</i> 1	132.116*	117.49	40.803	44.37			
<i>r</i> 2	81.313	88.59	38.189	38.22			
<i>r</i> 3	33.123	63.66	22.002	31.99			
<i>r</i> 4	11.121	42.71	6.708	25.68			
<i>r</i> 5	4.412	25.64	3.059	19.21			
<i>r</i> 6	1.353	12.34	1.352	12.34			

* Significación de 5% (Mackinnon, 1999).

Estas ecuaciones pueden interpretarse como las funciones de demanda de importaciones de la leche en polvo a largo plazo en México. En las ecuaciones anteriores todas las variables tienen los signos previstos. La magnitud del coeficiente del precio propio en ambos modelos sugiere que la demanda de importaciones de leche en polvo en México es elástica respecto al precio. El coeficiente del precio relacionado tiene el signo positivo esperado, lo que implica que la leche en polvo que se importa de Canadá es un sustituto para la leche en polvo que se importa de los Estados Unidos. Para las importaciones de leche, México tiene una amplia gama de fuentes, que incluyen a los

CUADRO 4. Resultados de la cointegración de la máxima probabilidad con la volatilidad VG

<i>Sistema de siete variables y diez rezagos usando VG</i>							
Valores propios	0.31825	0.23516	0.17705	0.14325	0.08801	0.01900	0.00045
<i>Vectores propios</i>							
<i>MXV</i>	0.7859	0.1947	0.3016	0.6852	0.0788	11.3519	3.2500
<i>ER</i>	0.2103	0.5928	0.0905	0.5487	0.0682	5.6821	7.7770
<i>V1</i>	0.3470	0.1212	0.1834	1.2708	1.6822	2.1786	2.6896
<i>MSF</i>	0.7775	0.0378	1.4856	0.4007	0.9771	2.7457	0.9965
<i>Pm</i>	1.0726	2.3014	0.3950	0.2947	0.1152	1.0433	1.2879
<i>Pmc</i>	1.4336	1.1367	0.0966	1.0532	0.8276	0.4895	1.9529
<i>Qm</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>Pesos</i>							
<i>MXV</i>	0.00090	0.00134	0.00084	0.00158	0.00080	0.00017	0.00004
<i>ER</i>	0.00006	0.00027	0.00061	0.00001	0.00049	0.00129	0.00008
<i>V1</i>	0.00114	0.00138	0.00011	0.00096	0.00346	0.00032	0.00002
<i>MSF</i>	0.02425	0.01683	0.08250	0.01240	0.01971	0.01944	0.00312
<i>Pm</i>	0.10933	0.05432	0.04126	0.00977	0.00347	0.00664	0.00104
<i>Pmc</i>	0.02793	0.03368	0.00219	0.01791	0.01083	0.00183	0.00058
<i>Qm</i>	0.09139	0.05827	0.32480	0.11897	0.01531	0.00135	0.01063
<i>Pruebas del número de vectores de cointegración</i>							
<i>Hipótesis nula</i>	<i>Traza</i>	<i>Traza (0.95)</i>	<i>Máx</i>	<i>Máx. (0.95)</i>			
<i>r</i> 0	202.457*	150.41	69.722*	50.51			
<i>r</i> 1	132.734*	117.49	41.001	44.37			
<i>r</i> 2	83.942	88.59	35.464	38.22			
<i>r</i> 3	48.478	63.66	28.138	31.99			
<i>r</i> 4	20.340	42.71	16.767	25.68			
<i>r</i> 5	3.572	25.64	3.491	19.21			
<i>r</i> 6	.081	12.34	.081	12.34			

* Denota significación de 95% (Mackinnon, 1999).

Estados Unidos, Canadá, Alemania, Nueva Zelanda, Dinamarca e Irlanda, entre otros países. Por ende, se prevé que la sensibilidad del volumen de importaciones a los cambios en el precio sea relativamente alta.

El signo positivo de la variable del tipo de cambio en ambos modelos indica que una devaluación del tipo de cambio bilateral de México y los Estados Unidos ejerce un efecto positivo de largo plazo en las importaciones de leche de México desde los Estados Unidos. En cuanto a la respuesta de la demanda de importaciones a variaciones en el tipo de cambio, la elasticidad del tipo de cambio es menor a uno. Por otra parte, el signo negativo de la volatili-

CUADRO 5. Resultados del modelo de corrección de errores: Demanda de importaciones de leche en polvo

Variables de la volatilidad V1	Estimación del coeficiente	Coficiente t	Variables de la volatilidad VG	Estimación del coeficiente	Coficiente t
QM_t 12	0.181	2.300	QM_t 12	0.171	2.046
$MX Y_t$ 3	0.101	3.421	$MX Y_t$ 3	0.097	3.220
ER_t 7	0.789	4.682	ER_t 7	0.766	2.783
$V1_t$ 5	0.253	1.905	$V1_t$ 5	0.316	3.368
MSF_t 4	0.430	2.479	MSF_t 1	0.450	2.624
PMK_t 4	0.458	1.999	PMK_t 2	0.548	2.565
PMC_t 2	0.661	2.180	PMC_t 2	0.876	2.192
ECT_t 1	0.109	4.687	ECT_t 1	0.091	3.990
TLC	0.744	0.983	TLC	1.163	1.471
C	1.288	2.773	C	2.008	3.144
R^2	0.318		R^2	0.332	
R^2 ajustado	0.273		R^2 ajustado	0.291	
Valor F	5.918		Valor F	4.910	
Estadístico DW-H	1.458		Estadístico DW-H	0.690	
Asimetría	0.095	0.000	Asimetría	0.073	0.000
Curtosis	1.502	3.000	Curtosis	1.007	3.000
J-B normal	6.612	9.210 ^a	J-B normal	5.443	9.210 ^a
Inestabilidad:			Prueba de inestabilidad:		
Variación	0.7147	0.470	Variación	0.689	0.470
Combinado	2.431	2.890	Combinado	2.693	2.890
Estadístico LM	20.373	35.172 ^b	Estadístico LM	19.950	35.172 ^b

^a Denota el valor crítico de χ^2 con dos grados de libertad.

^b Denota el valor crítico de F con 23 grados de libertad.

dad del tipo de cambio sugiere una relación negativa entre las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos y la incertidumbre en el tipo de cambio. Este resultado concuerda con los resultados de Cho *et al* (2002), y Anderson y García (1989), quienes encontraron una relación negativa entre la volatilidad del tipo de cambio y los flujos internacionales del comercio agrícola.

En cuanto a la elasticidad ingreso, resulta inelástica en ambos modelos, lo que implica que ante un cambio de 10% en los ingresos de México, la demanda de importaciones de leche en polvo cambiaría sólo 3.28% en el modelo que usa $V1$ y 7.85% en el modelo que usa VG . La relación positiva entre el déficit de leche (MSF) y el volumen de importaciones concuerda con la creciente dependencia de México en importaciones de leche y productos lácteos provenientes del mercado internacional, en particular de los Estados Unidos. Las estimaciones de peso () para las importaciones de leche en polvo en ambos modelos sugieren que en caso de una perturbación del sistema, tanto el precio propio como el volumen de importaciones responderán más rápido que cualquier otra variable para regresar el sistema al equilibrio de largo plazo.

3. Resultados del modelo VCE

Los modelos VCE para la leche en polvo en este estudio producen valores R^2 de 0.32 y 0.33 para los modelos que usan $V1$ y VG , respectivamente. Los dos modelos producen un estadístico F significativo y el estadístico $DW-b$ indica que no hay ninguna autocorrelación. La hipótesis nula de normalidad de los residuos se rechaza con significación de 5%, pero no puede rechazarse con una significación de 1% para ambos modelos (cuadro 5). Además, la prueba LM de autocorrelación indicó que la hipótesis nula de no autocorrelación no puede rechazarse con significación del 5%. Por tanto, los resultados para el corto plazo son razonables.

Como era de esperarse, el coeficiente del precio propio de las importaciones de leche en polvo de México exhibe un signo negativo en los dos modelos y éstos son significativos. La elasticidad del precio propio es 0.46 para el modelo de la leche en polvo que usa $V1$ y 0.55 para el que usa la volatilidad VG . El coeficiente del precio relacionado (precio de la leche en polvo que importa México de Canadá) exhibe el signo positivo que se esperaba en ambos modelos y los coeficientes son significativos a un nivel de probabilidad de error de 5%. La elasticidad precio cruzado es 0.66 para el modelo de

la leche en polvo que usa la volatilidad $V1$ y 0.88 para el que usa la volatilidad VG . Por ende, la leche en polvo que importa México de Canadá podría considerarse como un sustituto de la leche en polvo que se importa de los Estados Unidos.

Los coeficientes de la variable de ingreso son positivos y significativos en ambos modelos, lo que alude a una relación directa entre el crecimiento del ingreso personal disponible en México y la cantidad de leche en polvo que se importa de los Estados Unidos. En cuanto a la variable del tipo de cambio, los dos modelos de la leche en polvo producen el signo positivo previsto para los coeficientes, acorde con los resultados del modelo teórico para un importador con aversión al riesgo. Por ende, una depreciación de la moneda mexicana comparada con el dólar hace que las importaciones de México sean más caras, lo que provoca una disminución en las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos. Los resultados anteriores para el corto plazo apoyan las observaciones empíricas de que las importaciones de México desde los Estados Unidos cayeron durante los periodos de devaluación del peso mexicano.

Los coeficientes de la volatilidad de la variable del tipo de cambio producen el signo negativo previsto y son significativos al 5%. Estos resultados concuerdan con la hipótesis de que un importador con aversión al riesgo reduciría el volumen de las importaciones si se enfrentara con incertidumbre en los valores relativos de las monedas.

Es digno de destacar que la variable del déficit de leche (MSF) tiene un coeficiente positivo y significativo en ambos modelos. En cuanto al término de corrección de errores (TCE), los resultados muestran que los dos modelos producen coeficientes negativos y significativos, el bajo valor del coeficiente del TCE sugiere un ajuste lento hacia el equilibrio de largo plazo. Aunque la variable ficticia del libre comercio tiene un coeficiente positivo, ninguno es estadísticamente significativo al 5%. Este resultado sugiere que el libre comercio ($TLCAN$) no tuvo efecto significativo alguno en las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos.

4. Resultados de las pruebas de hipótesis

Se han realizado pruebas de hipótesis formales de los resultados obtenidos de los dos modelos de cointegración y los modelos VCE para determinar si el tipo de cambio y la volatilidad del tipo de cambio tienen efectos significati-

vos en los flujos comerciales de leche en polvo entre México y los Estados Unidos. En particular, se pusieron a prueba las siguientes hipótesis: *i*) la hipótesis de los coeficientes individuales (las variaciones en el tipo de cambio tienen un efecto insignificante en los flujos comerciales) está representada por $H_0: \beta_{er} = 0, \beta_{v} = 0$; *ii*) la hipótesis conjunta de varios coeficientes; el efecto combinado del tipo de cambio y su variabilidad en los flujos comerciales es insignificante y está representada por $H_0: \beta_{er} = \beta_{v} = 0$, y *iii*) la hipótesis de la igualdad de los coeficientes; la idoneidad de usar el tipo de cambio como una variable aislada en el modelo de comercio se pone a prueba como $H_0: \beta_{er} = \beta_{Price}$.

Para los dos, el corto y el largo plazos, las hipótesis nulas relacionadas con los efectos del tipo de cambio y su volatilidad en los flujos comerciales de leche en polvo entre México y los Estados Unidos se rechazan con una significación de 5% (cuadro 6). Por ende, tanto el tipo de cambio como su volatilidad ejercen una influencia significativa en los flujos comerciales entre México y los Estados Unidos.

CUADRO 6. Resultados de las pruebas de largo plazo: Significación estadística de los coeficientes seleccionados

	Valor crítico ^a	Estadístico LR	
		<i>er</i>	<i>v</i>
$H_0: \beta_{er} = 0, \beta_{v} = 0$			
Modelo que usa la volatilidad V1	3.84	5.821	6.671
Modelo que usa la volatilidad VG	3.84	9.641	18.093
$H_0: \beta_{er} = \beta_{v} = 0$			
Modelo que usa la volatilidad V1	5.99	18.347	
Modelo que usa la volatilidad VG	5.99	18.219	

^a $\chi^2(0.95)$: valores críticos con significación de 5% con $r(p - s)$ grados de libertad.

En cuanto a la prueba conjunta de los coeficientes de regresión del tipo de cambio y su volatilidad, la hipótesis nula se rechaza con una significación de 5% (cuadro 7). Los resultados implican que el efecto combinado del tipo de cambio y su volatilidad en los flujos comerciales de leche en polvo entre México y los Estados Unidos de largo y corto plazos es estadísticamente significativo también. Por ende, si no se considera cualquiera de las dos variables en un análisis empírico, esto puede dar por resultado un sesgo debido a la mala especificación.

Tradicionalmente, para incorporar el tipo de cambio a los modelos de co-

CUADRO 7. *Resultados de corto plazo: Significación estadística de los coeficientes seleccionados*

	Valor crítico ^a	Estadístico <i>t</i>	
		<i>er</i>	<i>v</i>
$H_0: \alpha = 0, \beta = 0$			
Modelo que usa la volatilidad V1	1.96	4.682	1.905
Modelo que usa la volatilidad VG	1.96	2.783	3.368
	Valor crítico ^b	Estadístico <i>F</i>	
$H_0: \alpha = \beta = 0$			
Modelo que usa la volatilidad V1	3.00	10.986	
Modelo que usa la volatilidad VG	3.00	9.216	

^a Valores críticos de *t* con una significación de 5% con 180 grados de libertad.

^b Valores críticos de *F* con una significación de 5% con 180 grados de libertad.

mercado se han expresado todos los precios en una unidad de moneda común o se ha usado una variable compuesta de precios relativos (Carone, 1996). Esto implica que los precios externos y el tipo de cambio tienen coeficientes iguales. Para determinar si era conveniente incorporar el tipo de cambio a la función de demanda de importaciones de leche en polvo en México como una variable aislada, se formuló una restricción de igualdad de los coeficientes. La hipótesis nula de la igualdad de los coeficientes del precio externo y del tipo de cambio se rechaza para los dos modelos con una significación de 5%. Los resultados implican que cuando se estiman las funciones de demanda de importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos es conveniente incluir el tipo de cambio directamente en el modelo económico (cuadro 8).

Esta investigación hace aportaciones tanto disciplinarias como de política económica. El análisis de cointegración por máxima verosimilitud de Johansen se empleó por primera vez para generar los efectos a largo plazo de las variaciones en el tipo de cambio y su volatilidad en las importaciones mexicanas de leche en polvo provenientes de los Estados Unidos. Del mismo modo, se ha empleado un modelo de corrección de errores para generar los efectos a corto plazo de estas variables en el flujo comercial de la leche en polvo. Los elementos anteriores constituyen una aportación empírica de esta investigación.

La importancia económica de esta mercancía le da significación a este estudio desde la perspectiva de las políticas. En primer lugar, esta investigación proporciona por primera vez un conjunto de datos de la manera en que

CUADRO 8. *Resultados de prueba de hipótesis de la igualdad de los coeficientes del precio y tipo de cambio*

Restricciones $B: H_0: \beta_j = \beta_j$ para $i, j = 1, 2, 3, \dots, p$	Valor crítico ^a	Estadístico LR
<i>A largo plazo</i>		
Modelo que usa la volatilidad V1	3.84	8.733
Modelo que usa la volatilidad VG	3.84	10.520
	Valor crítico ^b	Estadístico F
<i>A corto plazo</i>		
Modelo que usa la volatilidad V1	3.84	17.660
Modelo que usa la volatilidad VG	3.84	12.473

^a Valores críticos de t con significación de 5% con 180 grados de libertad.

^b Valores críticos de F con una significación de 5% con 180 grados de libertad.

las variaciones en el tipo de cambio y su volatilidad afectan los flujos comerciales de leche en polvo entre México y los Estados Unidos

CONCLUSIONES

México es un miembro importante del TLCAN y los Estados Unidos es el principal socio comercial de México en el sector agroalimentario. Aunque la frontera entre estos dos países se ha hecho cada vez más abierta en los años recientes gracias al TLCAN, el comercio agroalimentario entre México y los Estados Unidos también se ha visto influido por el tipo de cambio entre el peso y el dólar y su volatilidad. Hasta donde sabemos, no ha habido ningún intento formal de medir los efectos de estos factores en el crecimiento del comercio agroalimentario entre los dos países. En este artículo se hace un intento por cerrar esta brecha al estimar los efectos de las variaciones en el tipo de cambio, su volatilidad, el TLCAN y otros factores pertinentes en las importaciones de leche en polvo de México desde los Estados Unidos. La leche en polvo es un bien muy importante en México. A medida que vayan creciendo los ingresos de las familias mexicanas, seguirá habiendo más demanda de leche y demás productos lácteos en el país. En consecuencia, se prevé que el volumen de importaciones de leche en polvo en México aumente en el futuro próximo.

Esta investigación proporciona, por vez primera, un conjunto de estimaciones relacionadas con la manera en que las variaciones en el tipo de cambio y su volatilidad afectan los flujos comerciales de leche en polvo entre

México y los Estados Unidos. La influencia positiva de las variaciones en el tipo de cambio en las importaciones de leche en polvo de México sugiere que los importadores mexicanos necesitan diversificar las importaciones para no ser tan vulnerables a la apreciación de la moneda estadounidense. Dado que existe elasticidad del precio de largo plazo, México puede aprovechar esa situación al diversificar las fuentes de las importaciones y reducir la dependencia de los Estados Unidos.

Los resultados del análisis de cointegración sugieren que los volúmenes comerciales de leche en polvo entre México y los Estados Unidos son sensibles tanto a las variaciones en el tipo de cambio bilateral a corto plazo como a las variaciones a largo plazo. Los volúmenes comerciales también son sensibles a la incertidumbre en el tipo de cambio. Esto implica que ayudar a los importadores a acceder a los mercados de futuros podría ser útil para mitigar la incertidumbre en el tipo de cambio, lo que tendrá un efecto benéfico en los flujos comerciales e inducirá una mejor asignación de los recursos dentro de la industria láctea de México.

Los resultados del análisis de cointegración confirman una relación de equilibrio de largo plazo entre todas las variables pertinentes en la función de demanda de importaciones de leche en polvo en México. Los resultados muestran que la volatilidad del tipo de cambio tiene un efecto negativo significativo en la demanda de importaciones, tanto a corto como a largo plazo. Por ende, soslayar dicha variable podría producir resultados sesgados. Los resultados de las pruebas de hipótesis indican que el tipo de cambio y su volatilidad sí tienen efectos estadísticamente significativos en los flujos comerciales de leche en polvo entre los dos países. Los resultados también sugieren que para la función de demanda de importaciones de leche en polvo es conveniente incluir la variable del tipo de cambio directamente en el modelo de comercio.

Aunque la investigación hace aportaciones analíticas, empíricas y de políticas muy valiosas, tiene ciertas limitaciones. Aunque los resultados del modelo VCE concuerdan con la teoría económica, se podría tomar un segundo enfoque econométrico a fin de contraponer los resultados de corto plazo de este artículo. La respuesta dinámica de los flujos internacionales comerciales al tipo de cambio y sus choques de volatilidad podría evaluarse mediante un análisis de impulso-respuesta y de descomposición de la variación. Del mismo modo, se podría hacer un esfuerzo para mejorar los resultados del modelo de corrección de errores.

APÉNDICE

CUADRO A1. Selección de la longitud óptima de los rezagos para el modelo de leche en polvo que usa V1

Modelo V1 Rezagos	Número de rezagos	Probabilidad logarítmica	Número de variables	N ^a	Prueba ML	$L R_{m d}^2$ (df 7) 5%	Resultado de la prueba
Dos-tres	2	28 165		158	49 813	14.02	Rechazar el rezago 2
	3	28 567	34 000				
Tres-cuatro	3	28 567		151	53 704	14.02	Rechazar el rezago 3
	4	29 055	41 000				
Cuatro-cinco	4	29 055		144	33 972	14.02	Rechazar el rezago 4
	5	29 409	48 000				
Cinco-seis	5	29 409		137	37 940	14.02	Rechazar el rezago 5
	6	29 871	55 000				
Seis-siete	6	29 871		130	37 199	14.02	Rechazar el rezago 6
	7	30 419	62 000				
Siete-ocho	7	30 419		123	29	14.02	Rechazar el rezago 7
	8	30 951	69 000				
Ocho-nueve	8	30 951		116	29 331	14.02	Rechazar el rezago 8
	9	31 684	76 000				
Nueve-diez	9	31 684		109	14 218	14.02	Rechazar el rezago 9
	10	32 231	83 000				
Diez-once	10	32 231		102	9 269	14.02	Aceptar el rezago 10
	11	33 003	90 000				
Once-doce	11	33 003		95	1 290	14.02	b
	12	33 648	97 000				

^a Número neto de observaciones.

^b Denota que una vez que se logra un rezago óptimo, no se realiza ninguna prueba adicional.

CUADRO A2. Selección de la longitud óptima de los rezagos para el modelo de leche en polvo que usa VG

Modelo VG Rezagos	Número de rezagos	Probabilidad logarítmica	Número de variables	N ^a	Prueba ML	LRm ² (df 7) 5%	Resultado de la prueba
Dos-tres	2	35 111		158	63 174	14.02	Rechazar el rezago 2
	3	35 620	34				
Tres-cuatro	3	35 620		151	74 613	14.02	Rechazar el rezago 3
	4	36 299	41				
Cuatro-cinco	4	36 209		144	47 030	14.02	Rechazar el rezago 4
	5	36 789	48				
Cinco-seis	5	36 789		137	41 300	14.02	Rechazar el rezago 5
	6	37 292	55				
Seis-siete	6	37 292		130	38 089	14.02	Rechazar el rezago 6
	7	37 852	62				
Siete-ocho	7	37 852		123	35 090	14.02	Rechazar el rezago 7
	8	38 502	69				
Ocho-nueve	8	38 502		116	13 552	14.02	Rechazar el rezago 8
	9	4 621	76				
Nueve-diez	9	4 621		109	12 529	14.02	Aceptar el rezago 9
	10	5 103	83				
Diez-once	10	5 103		102	7 620	14.02	b
	11	5 738	90				
Once-doce	11	5 738		95	2 279	14.02	
	12	6 878	9				

^a Número neto de observaciones.

^b Denota que una vez que se logra un rezago óptimo, no se realiza ninguna prueba adicional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, M., y P. García (1989), "Exchange Rate Uncertainty and the Demand for U.S. Soybeans", *American Agricultural Economics Associations*, agosto, pp. 721-729.
- Appelbaum, E., y U. Kohli (1997), "Import Price Uncertainty and Distribution of Income", *Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 620-630.
- Banco de México, *Indicadores económicos* (<http://www.banxico.org.mx>).
- Batten, D. S., y M. T. Belongia (1986), "Monetary Policy, Real Exchange Rates and U.S. Agricultural Exports", *American Journal of Agricultural Economics*, 68, pp. 22-427.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 51, pp. 307-327.
- , R. S. Chou y K. F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance a Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52, pp. 5-59.
- Brooks, C. (2002), *Introductory Econometrics to Finance*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Carone, G. (1996), "Modeling the U.S. Demand for Imports through Cointegration and Error Correction", *Journal of Polic y Modeling*, vol. 18(1), pp. 1-48.
- Cho, G., M. I. Sheldon y S. McCorriston (2002), "Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade", *American Journal of Agricultural Economics*, 84 (4), noviembre, pp. 931-942.
- Cushman, D. O. (1988), "U.S. Bilateral Trade Flows and Exchange Risk During the Floating Period", *Journal of International Economics*, 24, pp. 317-330.
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Engle, R. F., y C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Espinoza-Arellano, J. J., S. Fuller y J. Málaga (1998), "Analysis of Forces Affecting Competitiveness of Mexico in Supplying U.S. Winter Melon Market", *International Food and Agribusiness Management Review*, 4, pp. 495-507.
- Franke, G. (1991), "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 292-307.
- Fuller, S., N. Gutiérrez y O. Capps Jr, (1992), "International Dry Onion Trade: Factors Affecting Import Demands for U.S. Dry Onions", *Agribusiness*, 8, pp. 445-455.
- Hendry, D. F. (1987), "Econometric Methodology: A Personal Perspective", T. F. Bewley (comp.), *Advances in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp. 231-254.
- , y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference with

- Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-179.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- , (1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Kroner, K. F., y W. D. Lastrapes (1993), “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced form Estimates Using the GARCH-in Mean Model”, *Journal of International Money and Finance*, 12, pp. 298-318.
- Lastrapes, D. W., y F. Koray (1990), Exchange Rate Volatility and U.S. Multilateral Trade Flows, *Journal of Macroeconomics*, vol. 12, núm 3, pp. 341-362.
- Liang, H. (1998), “Real Exchange Rate Volatility: Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter?”, Fondo Monetario Internacional (artículo de trabajo).
- Mackinnon, G. J. (1999), “Critical Values for Cointegration Test in Long-Run Tests Econometric Theory”.
- Málaga, E. J., W. G. Williams y W. S. Fuller (2001), “US-Mexico Fresh Vegetables Trade: The Effects of Trade Liberalization and Economic Growth”, *Agricultural Economics*, 26, pp. 45-55.
- Mora-Flores, S. J., A. J. Matus-Gardea y A. M. Martínez-Damián (2003), “Effects on the Gross Value of Agriculture and Cattle Exports due to Unit Change in their Prices”, *Agrociencia*, 36, pp. 389-399.
- Orden, D., y L. A. Fisher (1991), “Macroeconomic Policy and Agricultural Economics Research”, *American Journal of Agricultural Economics*, 73, pp. 1348-1354.
- Qian, Y., y P. Varangis (1994), “Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth?”, *Empirical Economics*, 19, pp. 371-396.
- Rosenzweig, P. A. (1996), “The Mexican Agriculture in the Context of NAFTA”, *Agriculture in NAFTA*, pp. 1-14.
- Schwentenius, R. R., y C. M. Gómez (2001), “NAFTA and the Mexican Agro-Alimentary Sector”, *Comercio Exterior*, vol. 51, núm. 6, junio.
- Secretaría de Economía (2006), *Sistema de información arancelaria vía internet (SIAVI)*, México.
- Sheldon, I. (2003), “Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade”, artículo preparado para una conferencia sobre la competitividad agrícola y la liberalización del comercio mundial, Fargo, 29-30 de mayo.
- Yúnez-Naude, A., y F. Barcenais (2002), “Lessons from NAFTA: The Case of Mexico’s Agricultural Sector”, *Report to the World Bank*, mimeografiado.
- USDA-ERS (2005), FAS On-line, U.S. Internet Trade System (<http://www.fas.usda.gov/ustrade/>).
- (2008), *Dairy Production and Trade Developments*, Servicio Agrícola Extranjero, Departamento de Agricultura de Estados Unidos, enero.