

# TLCAN y cambio estructural en la agricultura mexicana.

Fernando Barceinas

(Universidad Autónoma Metropolitana, México)

Antonio Yunez-Naude

(El Colegio de México)

## **Introducción.**

Desde el inicio de las negociaciones para la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (en adelante, TLCAN), los efectos de tal acuerdo sobre la agricultura mexicana han sido materia de debate, tanto a nivel político como académico.

El punto de partida es considerar los objetivos del proceso de liberalización comercial en materia agrícola y su expresión máxima que fue la firma del TLCAN que, no obstante, forman parte de una serie más amplia de reformas a las políticas encaminadas a reducir la participación del Estado y crear nuevas instituciones. Todo este proceso se llevó a cabo con intenciones muy claras, en particular, provocar un cambio en los precios relativos de los productos agrícolas de manera que la "ley de un solo precio" operara y, por otro lado, reasignar los recursos productivos de manera tal que se llevara a cabo una especialización. En otras palabras, que los precios comercializables de los productos agrícolas siguieran a los correspondientes internacionales, y que se diera un cambio en el patrón de cultivos de México en función de las ventajas comparativas.

En este sentido, el propósito del presente estudio es contribuir a la evaluación de los efectos que ha tenido el TLCAN sobre la agricultura mexicana, centrándose en el comportamiento de los precios y comercio agrícolas. El artículo consta de tres partes. En la primera se presenta un análisis de series de tiempo con cambio estructural endógeno para determinar si el TLCAN ha provocado un cambio estructural en el comercio agrícola mexicano. En la segunda parte se analiza, a través de un modelo de Mecanismo de Corrección de Error, cuáles son las tendencias de los precios agrícolas nacionales con respecto a los internacionales, y hasta qué grado existe convergencia como consecuencia del TLCAN. En la última sección presentaremos un resumen de nuestros resultados y una reflexión final sobre las posibles tendencias que en un futuro podría tener la dinámica del sector agrícola en México.

### **1. Cambio estructural endógeno en los niveles de comercio agrícola.**

En los últimos años ha habido un fuerte debate en torno a si los "shocks" en las series de tiempo deben caracterizarse como permanentes o temporales. El inicio de esta polémica tiene su origen en el artículo de Nelson y Plosser (1982), donde afirman que la mayoría de las series macroeconómicas experimentan un proceso de raíz unitaria, que a su vez implica que cualquier "shock" adquiere un carácter permanente. Este punto de vista fue refutado por Perron (1989), quien demostró que si se permitía que las series temporales experimentaran un cambio estructural, la hipótesis de raíz unitaria era abrumadoramente rechazada y, en este caso, las series estarían mejor representadas como fluctuaciones estacionarias alrededor de una función con tendencia determinística.

Sin embargo, dentro del marco de trabajo propuesto por Perron (1989), la fecha de cambio en las funciones es exógena, esto es, elegida independientemente de los datos. Este supuesto ha

sido fuertemente criticado (Christiano, 1992) en el sentido de que la elección de la fecha de cambio debe considerarse, hasta cierto punto, correlacionada con los datos. El gran inconveniente de este argumento es que las distribuciones muestrales y asintóticas de los estadísticos dependen de la correlación entre la elección de la fecha de cambio y los datos.

A partir de esta nueva visión para el estudio del cambio estructural, algunas innovadoras propuestas metodológicas se han llevado a cabo para endogeneizar la elección de la fecha de cambio haciéndola dependiente de los datos. Entre estos trabajos sobresale el de Zivot y Andrews (1992), cuya estrategia consiste en elegir la fecha de cambio estructural que minimice el estadístico  $t$  de Dickey-Fuller entre un conjunto de regresiones con distintas fechas de cambio estructural.

Otra alternativa consiste en elegir la fecha de cambio que maximice un estadístico que pruebe la significancia de uno o más coeficientes de cambios en la tendencia. Este tipo de pruebas tiene el inconveniente de que la fecha de cambio está identificada únicamente bajo la alternativa, lo que inhabilita la aplicación de las pruebas estadísticas estándar. No obstante, en Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) se propone una metodología para construir pruebas estadísticas bajo estas restricciones. Posteriormente, Vogelsang (1997), con base en dicha metodología, propone un procedimiento que puede ser utilizado para probar cambio estructural en una función de tendencia de una serie de tiempo univariada que permite correlación serial en los errores, y que es válido independientemente de que la serie en cuestión contenga una raíz unitaria o no. Esta es precisamente la metodología que utilizamos en el estudio sobre el comercio exterior mexicano de productos agrícolas.

La prueba de Vogelsang Sup Wald (o SupF) consiste en la estimación de la siguiente ecuación:

$$Y_t = m + b_1 t + b_2 t^2 + q DU_t + g_1 DT_t + g_2 DT^2_t + \sum_{j=1}^k c_j Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

donde  $Y_t$  es la serie de tiempo sujeta a prueba de cambio estructural. El periodo en el cual el cambio en los parámetros de la función de tendencia ocurre se denominará  $T_B$ . Las variables *dummies* de cambio tienen los siguientes valores:  $DU_t = 1$  si  $t > T_B$ , 0 en otro caso,  $DT_t = t - T_B$  si  $t > T_B$ , 0 en otro caso y  $DT^2_t = (t - T_B)^2$  si  $t > T_B$ , 0 en otro caso.

Esta especificación tiene la virtud de permitir diversos tipos de tendencia en los datos. Nótese, en particular, que la ecuación (1) en su forma original permite que la tendencia sea lineal y cuadrática, lo cual es conveniente para describir series que se incrementan (o decrecen) pero a una tasa decreciente. Siguiendo la nomenclatura de Ben-David y Papell (1997) denominamos a dicha ecuación (1) como Modelo I. Si se impone la restricción de que  $\beta_2 = \gamma_2 = 0$ , se caracterizaría a una serie de tiempo con tendencia lineal, lo que denominamos Modelo II. Finalmente, si se impone la restricción  $\beta_1 = \gamma_1 = \beta_2 = \gamma_2 = 0$ , los datos carecerían de tendencia, lo que daría lugar al denominado Modelo III.

La correlación serial se controla a partir de la inclusión de los valores desfasados en la ecuación (1). La elección del valor  $k$ , es decir, el grado máximo de desfase, se basa en la siguiente lógica: se elige un  $k$  máximo arbitrario (en nuestro caso 12, dado que los datos son mensuales y la mayoría de las series muestran un ciclo anual) y se realiza una prueba de significancia del desfase basada en la distribución normal asintótica al 10% (con un estadístico de prueba, por tanto, de 1.6). Si el desfase no es significativo se reduce el valor de  $k$ , y así sucesivamente hasta encontrar un desfase significativo. Por otra parte, la ecuación (1) se estima secuencialmente para cada año potencial de cambio estructural con un 15% de corte, esto es, para  $0.15 T < T_B < 0.85 T$ , donde  $T$  es el número de observaciones. Finalmente, se estimó una prueba de Dickey-

Fuller aumentada con una constante y una tendencia lineal, para detectar raíces unitarias en los errores.

En este análisis  $Y_t$  corresponde al valor de las exportaciones o importaciones mensuales agrícolas y del producto en cuestión en millones de dólares deflactadas por el índice de tipo de cambio real con base 1990.<sup>1</sup> En el caso de los totales (importaciones y exportaciones) el periodo es de enero de 1980 a agosto de 2002, mientras en el caso de productos o grupo de productos agrícolas específicos, el periodo abarca de enero de 1991 a agosto de 2002. Cabe mencionar que, no obstante se trate de datos de comercio agrícola total de México, éstos muestran la tendencia del comercio dentro del TLCAN, ya que los Estados Unidos tienen un peso abrumador en éste.

Por lo que respecta a la selección del modelo, la estrategia fue partir del modelo menos restrictivo al más restrictivo. Es decir, aplicamos el siguiente procedimiento: estimar el modelo I y aplicar la prueba, si hay cambio estructural se reportan los resultados, en caso contrario se estima el modelo II y se aplica la prueba, si hay cambio estructural se reportan los resultados, en caso contrario se estima el modelo III y se aplica la prueba, si hay cambio estructural se reportan los resultados, si no hay cambio se reporta este último resultado. Los estadísticos de prueba utilizados corresponden con los derivados y proporcionado por Vogelsang (1997).

Los resultados de las pruebas de cambio estructural endógeno las resumimos en el Cuadro 1. En la primera columna mostramos los grupos de productos agrícolas a los cuales se les aplicó la prueba, en la segunda columna la fecha de cambio estructural, en el caso en que la prueba determine que efectivamente existe cambio estructural, en la tercera columna aparece el modelo

---

<sup>1</sup> Los datos del valor del comercio agrícola se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, mientras los del tipo de cambio real del Banco de México.

seleccionado<sup>2</sup>, en la cuarta columna el orden máximo del desfase utilizado y, finalmente, en la quinta columna la conclusión respecto a la prueba de raíz unitaria.

*Cuadro 1. Resultados de la prueba de cambio estructural*

	Cambio estructural	Modelo	k	Raíz unitaria
<b>EXPORTACIONES</b>				
Agrícolas	diciembre de 1994	I	12	no
Tomate	diciembre de 1994	I	12	no
Legumbres y hortalizas frescas	noviembre de 1994	III	11	no
Melón y sandía	septiembre de 1994	III	12	no
Otras frutas frescas	junio de 1995	I	12	no
<b>IMPORTACIONES</b>				
Agrícolas	no hay	t. lineal	12	
Maíz	no hay	t. cuadrática	12	
Otras semillas y frutos oleaginosos	no hay	t. cuadrática	12	
Sorgo	no hay	t. cuadrática	12	
Soya	no hay	t. cuadrática	12	
Trigo	no hay	t. cuadrática	12	

*Fuente: estimaciones propias*

En términos generales las exportaciones agrícolas muestran un incremento de manera regular y, adicionalmente, un cambio estructural. No obstante, lo interesante es hacer notar que éste no corresponde con el inicio del TLCAN, sino más bien está asociado con el fuerte ajuste cambiario de diciembre de 1994.

Por otro lado, las importaciones agrícolas (tanto totales como por producto) exhiben, en el periodo de análisis, una trayectoria más bien errática, que obedece básicamente a factores climáticos y de política sectorial interna (de precios y subsidios), y no influenciada por la liberalización comercial promovida por el TLCAN. En otras palabras, y de acuerdo a las pruebas realizadas, no existe cambio estructural en ningún tipo de importación agrícola.

<sup>2</sup> Cuando la prueba determina que no existe cambio estructural, en esta columna mostramos el tipo de modelo (sin tendencia, tendencia lineal o tendencia cuadrática) sin cambio estructural con el mejor ajuste.

Por ende, lo que demostramos con este análisis es que el TLCAN ha tenido un impacto muy limitado en términos de comercio agrícola y, en consecuencia, que las expectativas al respecto no se han cumplido después de su implementación.

## 2. Convergencia de precios agrícolas.

### 2.1 Paridad de poder de compra y estacionariedad.

La teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPC) dice que los bienes deberían venderse al mismo precio efectivo en dos países. Sea  $P_t$  el índice de precios en México (en pesos por producto),  $P_t^*$  el índice de precios en Estados Unidos (en dólares por producto), y  $S_t$  el tipo de cambio nominal entre las dos monedas (pesos por dólares). Entonces, la teoría subyacente a la PPC postularía que

$$P_t = S_t P_t^*$$

O, tomando logaritmos,

$$p_t = s_t + p_t^*$$

donde  $p_t = \log(P_t)$ ,  $s_t = \log(S_t)$  y  $p_t^* = \log(P_t^*)$ . Por otro lado, si definimos la variable  $Z_t$ , como:

$$Z_t = p_t - s_t - p_t^*$$

entonces, la versión estricta de la PPC implicaría que  $z_t$  debería ser cero en cualquier período, lo que además significaría que el tipo de cambio real no se vería modificado en el tiempo. En este sentido,  $z_t$  puede considerarse como una variable que aproxima el tipo de cambio real.

No obstante, en la práctica, errores en la medición de los precios, costos de transporte, y diferencias en la calidad del producto evitan que la PPC se cumpla con exactitud a cada periodo  $t$ . O sea, que en condiciones normales  $z_t$  toma, por lo regular, valores diferentes de cero. En consecuencia, una versión débil de la hipótesis de la PPC es que la variable  $z_t$ , sea estacionaria, no obstante los elementos individuales que la definen ( $p_t$ ,  $s_t$  y/o  $p_t^*$ ) sean todos no estacionarios.

Una consideración teórica común sugiere que un conjunto de variables  $y_t$  estarán cointegradas si existe un vector  $a$  tal que  $a'y_t$  es estacionario. En este caso se dice que  $a$  es el vector de cointegración. En nuestro ejemplo,  $y_t = (p_t, s_t, p_t^*)$ ,  $a = (1, -1, -1)$ , y  $a'y_t = z_t$ . En este contexto, el interés radicaría en demostrar que efectivamente  $a'y_t$  conforma una serie estacionaria, o sea integrada de orden cero. En términos económicos esto implicaría que el tipo de cambio real ( $z_t$ ) puede experimentar fluctuaciones de corto plazo, pero que existe una tendencia al equilibrio de largo plazo. En este caso, la teoría de la PPC se cumple, aunque evidentemente no de forma estricta.

Si bien la teoría estándar de la PPC utiliza índices de precios al consumidor entre dos países, en nuestro caso nos enfocaremos al estudio de la PPC de algunos de los cultivos más comercializados entre México y los Estados Unidos a partir del índice de precios por bien individual. Los cultivos objeto de estudio son el maíz, la cebada, el sorgo y el trigo (dentro del conjunto de los productos importados por México), y el tomate, la cebolla y la zanahoria (dentro del grupo de las exportaciones de México). La información es mensual y abarca el período de



enero de 1981 a marzo de 2003. En el caso de los datos mexicanos se utilizó el Índice Nacional de Precios al Productor con servicios con base 1994 elaborado por el Banco de México, y para el caso de los Estados Unidos se utiliza el precio mensual recibido por los productores (para el maíz, cebada, sorgo y trigo) y el promedio estacional f.o.b. en punto de embarque, ambos elaborados por USDA. Nótese que los datos originales son índices de precios en el caso de los productos mexicanos y precios para los productos estadounidenses. Por lo tanto se procedió a elaborar, para el caso de los productos estadounidenses, sus correspondientes índices de precios con base 1994, para que de esta manera toda la información quedase homogeneizada.

Con el objetivo de apreciar gráficamente la información, los datos originales fueron multiplicados por 100 y se les restó el valor inicial correspondiente a 1981:01, esto es,

$$p_t = 100 \cdot [\log (P_t) - \log (P_{1981:01})].$$

El propósito de extraer la constante  $\log (P_{1981:01})$  a cada observación es normalizar cada serie para que tome el valor cero en 1981:01, de manera tal que la gráfica sea fácil de leer. Multiplicar el log por 100 significa que  $p_t$  es aproximadamente la diferencia porcentual entre  $P_t$  y su valor inicial  $P_{1981:01}$ . Esta transformación se aplicó igualmente a  $P_t^*$  y a  $S_t$ .

Como se afirma previamente, las  $z_t$  constituyen un tipo de cambio real con respecto al producto en cuestión, con la salvedad de que con la normalización propuesta se supone que se parte de un período de pleno equilibrio en enero de 1981, que corresponde, por definición, con  $z_t = 0$ .

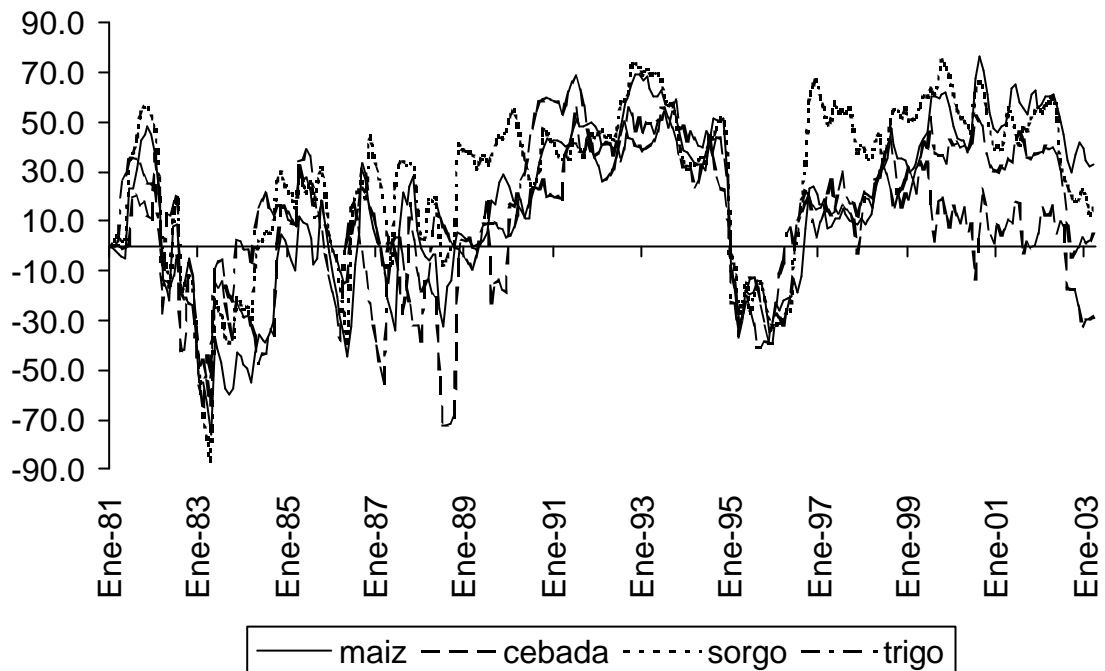
En la Gráfica 1 siguiente se muestran las  $z_t$ , esto es, los tipos de cambio real para cada uno de los productos de importación (maíz, cebada, sorgo y trigo), es decir, para cuatro de los cultivos

importados por México más importantes. Nótese que en términos generales las series son aparentemente estacionarias (no exhiben, o al menos no es clara la existencia de una tendencia, ni un cambio en el nivel de varianza). Por otro lado, estos tipos de cambio real por producto se comportan de manera más o menos similar, y reflejan en gran medida los bruscos cambios en el tipo de cambio nominal del peso. Por ejemplo, nótese el deterioro en el tipo de cambio real de mediados de 1982 (asociados a la devaluación de septiembre), posteriormente una trayectoria irregular, un fortalecimiento sistemático de los tipos de cambio real a partir de 1990 y, posteriormente, el brusco descenso provocado por la devaluación de diciembre de 1994. Finalmente, una ligera recuperación a partir de 1996. Por otro lado, y de manera formal, los valores de la prueba estadística de Dickey-Fuller aumentada a un nivel de significancia de 5% conducen a la conclusión de que efectivamente los tipos de cambio real ( $z_t$ ) correspondientes a cada producto son estacionarias.<sup>3</sup> Esto significa que los precios domésticos de estos productos, **en el largo plazo**, siguen el movimiento de los precios internacionales (ambos ajustados por el tipo de cambio nominal). Empero, este ajuste del precio doméstico con respecto al de Estados Unidos no es de ninguna manera inmediato en el corto plazo (lo sería si las  $z_t$  fuesen cero en cualquier período). En otras palabras, el período de ajuste, en el corto plazo, puede variar de producto a producto y, más aún, de un período a otro.

---

<sup>3</sup> Los valores del ADF son: maíz -1.99, cebada -2.36, trigo -2.88 y sorgo -2.32.

Gráfica 1. Tipo de cambio real ( $z_t$ )



## 2.2 Mecanismo de Corrección de Error.

Como previamente se ha afirmado, el cumplimiento de la teoría de la PPC de largo plazo requiere que la serie  $\bar{z}_t = p_t - s_t - p_t^*$  sea estacionaria. Una alternativa de constatar la teoría consiste en formar la secuencia  $\{s_t + p_t^*\}$  y probar que está cointegrada con la secuencia  $p_t$ . Sea  $f_t = s_t + p_t^*$ , entonces la PPC de largo plazo afirma que existe una combinación lineal de la forma

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 f_t + \mu_t$$

tal que  $\{\mu_t\}$  es estacionaria y el vector de cointegración es tal que  $\beta_1 = 1$ . Empero, esta alternativa enfatiza la relación de largo plazo, dejando de lado las posibles variaciones y ajustes

de corto plazo. Un enfoque que sintetiza ambos tipos de relaciones (de corto y largo plazo) viene dado por el denominado Mecanismo de Corrección de Error (MCE):

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta f_t + \alpha_3 [p_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 f_{t-1}] + \varepsilon_t$$

pero, dado el problema de identificación que surge con  $\alpha_1$  y  $\alpha_3 \beta_0$ , la estimación se llevó a cabo a partir de la siguiente especificación:

$$\Delta p_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta f_t + \alpha_3 [p_{t-1} - \beta_1 f_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (2)$$

En este marco metodológico, la estacionariedad del diferencial  $(p_{t-1} - \beta_1 f_{t-1})$  implica la existencia de un MCE y, por lo tanto,  $\alpha_2$  debe ser significativamente diferente de cero.<sup>4</sup> En este tipo de modelos,  $\alpha_2$  puede interpretarse como la transmisión al precio interno ( $p_t$ ), derivado de un cambio en el precio externo ajustado por el tipo de cambio ( $f_t$ ) dentro del primer período, efecto que se conoce como de "corto plazo". Empero, la característica más importante del modelo de MCE se refiere a la interpretación del parámetro  $\alpha_3$ , en cuanto da cuenta de cómo la diferencia entre los dos precios (el interno y el externo ajustado por el tipo de cambio) es eliminado en cada período posterior, efecto que se conoce como "corrección de error" o "velocidad de ajuste". En teoría, el coeficiente de corto plazo puede tomar cualquier valor, sin embargo el de corrección de error debe estar entre cero y dos en valor absoluto. Entre más cerca esté de la unidad, mayor la velocidad de ajuste. Un valor simétrico con respecto a la unidad (por ejemplo 0.8 y 1.2) indicaría que la velocidad de ajuste es la misma, pero que la trayectoria difiere (monótona en el primer caso y oscilatoria en el segundo). Cabe mencionar que la convergencia a largo plazo requiere,

---

<sup>4</sup> Véase Baffes y Ajwad (1997) para la prueba de este argumento.

de forma necesaria y suficiente, que  $\alpha_3$  sea significativamente diferente de cero, sin ninguna condición sobre el parámetro  $\alpha_2$ .

La utilidad del modelo de MCE reside en el hecho de que sus parámetros, o una función de éstos, tienen una interpretación directa en términos de los nexos entre los precios. En otras palabras, el modelo ayuda a determinar si la ley de un solo precio funciona en determinado mercado y, por otro lado, a qué velocidad un precio interno se ajusta a cambios en el precio externo.

De esta manera, si  $n$  es el período en el cual un porcentaje  $k$  de ajuste toma lugar, Baffes y Ajwad (1997) demuestran que el ajuste acumulado en el período  $n$  viene dado por:

$$k = 1 - (1 - \alpha_2)(1 - \alpha_3)^n \quad (3)$$

Por otro lado, es posible resolver para  $n$  la expresión anterior:

$$n = \frac{\log(1 - k) - \log(1 - \alpha_2)}{\log(1 - \alpha_3)} \quad (4)$$

lo que podría interpretarse como el número de periodos requeridos para alcanzar un cierto nivel de ajuste  $k$ . Finalmente, si el interés radica en evaluar el grado de integración de los mercados, vía precios y, en particular, el impacto de una implementación de una política concreta de liberalización comercial sobre la integración de los mercados, cabe la posibilidad de analizar los niveles de integración en los períodos antes y después de dicha política y, en particular, llevar a cabo una prueba estadística F de cambio estructural entre ambos períodos.

En el Cuadro 2 se presentan las estimaciones del modelo de MCE para el maíz, la cebada, el sorgo, el trigo y la soya, para tres distintos periodos: enero de 1981-marzo de 2003, enero de 1981-diciembre de 1993 y enero de 1994-marzo de 2003, con excepción de la soya que, dada la limitación de la información disponible, sólo se presenta para el último periodo. Los dos últimos subperiodos corresponden al periodo pre-TLCAN y post-TLCAN, respectivamente, mientras el primero abarca a ambos. Cabe mencionar que en la ecuación (2)  $\beta_1$  debe ser, en teoría, igual a 1. Una primera estimación de dicha ecuación se llevó a cabo sin restricciones, esto es, sin imponer que  $\beta_1$  sea a 1. Posteriormente, se realizó la prueba estadística con la hipótesis nula  $H_0: \beta_1=1$ , no rechazando, en la mayoría de los casos,  $H_0$ . Por lo tanto, los resultados que se presentan a continuación se efectuaron con la imposición de que  $\beta_1=1$ .

La primera columna del Cuadro 2 indica el periodo de estimación. Las columnas 2-4 proporcionan las estimaciones de los parámetros de la ecuación (2) con su correspondiente estadístico *t*-student por debajo. En las columnas 5 y 6 se localiza la  $R^2$  y el estadístico de Durbin-Watson de la estimación correspondiente. En la columna 7 se presenta el valor-p de la prueba estadística F para la hipótesis nula  $H_0$ : no existe cambio estructural a partir de enero de 1994. En la columna 8 se muestra el cálculo del porcentaje de ajuste *k* que se alcanza en el periodo 5 y, finalmente, en la última columna se calcula el número de periodos requeridos para que el ajuste alcance un nivel de 95%.

Cuadro 2. Estimaciones del modelo de MCE. Importaciones.

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>	DW	valor P (F)	t=5	n para k=0.95
maíz								
1981:01 2003:03	3.7655 9.3	-0.0744 -1.5	-0.0763 -7.4	0.17	1.91	0.09	0.38	37
1981:01 1993:12	4.4775 7.1	-0.1688 -2.0	-0.0815 -5.0	0.14	2.04		0.46	33
1994:01 2003:03	2.5613 7.4	0.0205 0.6	-0.0564 -6.6	0.28	0.92		0.27	51
cebada								
1981:01 2003:03	2.7233 5.3	0.0320 0.5	-0.0956 -5.4	0.09	1.85	0.14	0.41	30
1981:01 1993:12	3.7468 4.5	-0.0368 -0.4	-0.0960 -3.8	0.07	1.97		0.42	29
1994:01 2003:03	1.3875 3.4	0.0960 2.2	-0.0852 -5.0	0.20	1.19		0.42	32
sorgo								
1981:01 2003:03	4.9906 8.2	0.0028 0.0	-0.1001 -7.0	0.16	2.07	0.40	0.41	28
1981:01 1993:12	5.7180 6.0	-0.0282 -0.3	-0.1105 -4.7	0.12	2.10		0.46	25
1994:01 2003:03	3.4534 9.0	0.0277 0.9	-0.0738 -8.9	0.43	1.56		0.34	39
trigo								
1981:01 2003:03	4.0073 7.4	0.0371 0.6	-0.1167 -7.1	0.17	2.00	0.06	0.48	24
1981:01 1993:12	5.1200 5.8	-0.0319 -0.3	-0.1380 -5.4	0.16	2.08		0.54	20
1994:01 2003:03	2.1162 6.2	0.0705 1.8	-0.0673 -6.0	0.27	1.14		0.34	42
soya								
1994:01 2003:03	-17.7556 -5.1	0.0806 2.4	-0.0370 -5.3	0.24	1.16		0.24	77

De acuerdo al Cuadro 2 puede concluirse que, en todos los casos, las estimaciones del coeficiente de corrección de error ( $\alpha_3$ 's) son significativamente diferentes de cero para los tres períodos, de lo que se deduce que existe un proceso de convergencia entre ambos precios, aunque, como se verá a continuación, el ajuste toma más de un período, esto es, no es en ningún caso instantáneo. Por otro lado, no debemos perder de vista que la estimación para los dos sub-períodos tiene como objetivo verificar precisamente que este proceso de ajuste o convergencia se acentúa a partir, o como consecuencia, de la firma del TLCAN.

En este sentido, en todos los casos se observa más bien un proceso de menor integración de los precios a partir de la implementación del TLCAN. No obstante, la prueba F de cambio estructural a partir de enero de 1994 es, en todos los casos, rechazada a un nivel de significancia de 5%. Esto significa que en términos de integración de los precios internos con los externos, el TLCAN no ha modificado la esencia de las relaciones que, por otra parte, son más bien de baja intensidad, si se les mide por la velocidad de ajuste. Nótese que después de 5 períodos, el porcentaje de ajuste de los cambios en el precio interno ante un cambio en su correspondiente externo no supera en ningún caso el 50% (salvo en el caso del trigo para el período pre-TLCAN), y se coloca en la mayoría de las estimaciones por encima del 40% (penúltima columna). En la última columna se muestran los períodos requeridos para que el porcentaje de ajuste alcance un 95%. Nótese que el número de períodos es muy grande: en todos los ejercicios se requieren prácticamente más de dos años para lograr una convergencia casi absoluta (nuevamente la excepción es el trigo en el período pre-TLCAN).

En definitiva, es posible concluir que en estos productos agrícolas de importación, la convergencia en precios como consecuencia del TLCAN es un fenómeno de incidencia más bien escasa, y en el caso del maíz más aún se muestra un proceso significativo de divergencia. En este sentido, y sustentada por el no rechazo de la hipótesis de no existencia de cambio estructural, se demuestra que el TLCAN no ha alterado sustancialmente la manera en que los precios internos y externos se relacionan.

En el Cuadro 3 se muestran las estimaciones del MCE para los siguientes productos agrícolas de exportación: tomate, cebolla, zanahoria, pepino, aguacate, sandía y naranja. Al igual que en el caso de las importaciones, el precio interno es el correspondiente al Índice Nacional de Precios al Productor proporcionado por Banco de México pero, como precio internacional, se



consideró el recibido por las exportaciones a los Estados Unidos (simplemente se dividió el valor de las exportaciones a Estados Unidos del producto en cuestión, por su correspondiente volumen). Asimismo, cabe mencionar que en el caso de las exportaciones agrícolas la información mensual (en particular para el caso del precio internacional o de exportación a los Estados Unidos) está disponible a partir de enero de 1989, con la excepción del aguacate y la sandía cuya información disponible comienza en agosto de 1990 y en enero de 1996, respectivamente. En consecuencia, el análisis se llevó a cabo, en los productos que era posible, para los siguientes 3 períodos: enero de 1989-marzo de 2003, enero de 1989-diciembre de 1993 y enero de 1994-marzo de 2003. Asimismo, cabe mencionar que debido a que algunas regresiones mostraban evidencia de autocorrelación, se añadió en la ecuación (2) el término adicional  $\Delta p_{t-1}$ , lo que da origen al coeficiente  $\alpha_4$ .

Cuadro 3. Estimaciones del modelo de MCE. Exportaciones.

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$	R <sup>2</sup>	DW	F	t=5	n para k = .95
tomate									
1989:01 2003:03	7.7240 3.8	0.2958 6.9	-0.1470 -4.2		0.23	1.86	0.67	0.68	17
1989:01 1993:12	7.5100 2.7	0.2962 5.3	-0.1165 -2.7		0.34	1.73		0.62	21
1994:01 2003:03	9.1411 3.0	0.3079 4.6	-0.1917 -3.3		0.17	1.86		0.76	12
cebolla									
1989:01 2003:03	6.7126 4.6	0.0917 2.9	-0.1057 -5.4	0.4596 7.3	0.35	1.69	0.98	0.48	26
1989:01 1993:12	7.7233 3.2	0.0855 1.7	-0.1090 -3.7	0.4472 4.2	0.38	1.60		0.49	25
1994:01 2003:03	6.1255 3.2	0.0950 2.3	-0.1027 -3.7	0.4616 5.7	0.29	1.75		0.47	27
zanahoria									
1989:01 2003:03	4.0213 3.5	0.0984 4.3	-0.0774 -3.3		0.10	1.30	0.57	0.40	36
1989:01 1993:12	2.7432 1.2	0.0702 1.4	-0.0579 -1.2		0.01	1.24		0.31	49
1994:01 2003:03	5.6133 4.4	0.1213 5.5	-0.1060 -4.1		0.22	1.46		0.50	26
pepino									
1989:01 2003:03	4.6777 2.9	0.1184 2.7	-0.0908 -2.6		0.05	1.77	0.23	0.45	30
1989:01 1993:12	4.3129 1.5	0.0255 0.4	-0.0695 -1.1		-0.01	1.79		0.32	41
1994:01 2003:03	4.6862 2.4	0.2014 3.7	-0.0974 -2.4		0.11	1.75		0.52	27
aguacate									
1990:08 2003:03	3.9168 3.1	0.0852 2.1	-0.0722 -3.6	0.5812 8.8	0.35	1.90	0.33	0.37	39
1990:08 1993:12	2.4241 1.4	0.0902 1.5	-0.1248 -2.0	0.5216 4.0	0.33	2.04		0.53	22
1994:01 2003:03	5.7154 3.3	0.1206 2.0	-0.0899 -3.6	0.6148 7.9	0.37	1.94		0.45	30
sandia									
1996:01 2003:03	0.9472 1.3	0.0577 2.6	-0.0223 -1.0		0.06	1.88		0.16	130
naranja									
1989:01 2003:03	6.1793 5.1	0.0199 0.7	-0.0900 -5.4	0.6370 11.0	0.46	1.75	0.04	0.39	32
1989:01 1993:12	4.0576 2.7	0.0494 1.3	-0.0599 -2.6	0.4839 4.4	0.34	1.61		0.30	48
1994:01 2003:03	9.5882 5.2	0.0201 0.5	-0.1327 -5.4	0.7222 10.3	0.52	1.95		0.52	21

Los productos de exportación (tomate, zanahoria, pepino y naranja) tienen en común el hecho de que su proceso de convergencia en precios a partir de la firma del TLCAN se acentúa considerablemente. En el caso del tomate se pasa de requerir 21 periodos para cubrir el 95% de

una diferencia de precios inicial, a requerir sólo 12 a partir del TLCAN. Para la zanahoria la reducción es de 49 a 26 períodos, para el pepino de 41 a 27 y para la naranja de 48 a 21 períodos. Cabe señalar que en el caso de estos tres últimos productos, la  $R^2$  del período post-TLCAN es muy superior a la correspondiente al período pre-TLCAN, lo que puede considerarse como una prueba más de que, a partir del TLCAN, los movimientos de los precios internos se explican en mejor medida por lo que acontece en el mercado internacional. En otras palabras, estos 4 productos (tomate, zanahoria, pepino y naranja) parecen obedecer la ley de un solo precio de manera más estricta como consecuencia del TLCAN.<sup>5</sup>

En el caso de la cebolla se tiene que el proceso de convergencia de precios no experimenta un cambio radical como consecuencia del TLCAN. Nótese que antes del TLCAN se requerían 25 períodos para cubrir el 95% de una diferencia de precios inicial, y a partir de TLCAN se requieren 27. Finalmente, se tiene el caso de la sandía que muestra una muy débil obediencia a la ley de un solo precio de 1996 en adelante, tanto por su reducida  $R^2$  como por la cantidad de periodos que requeriría para converger.

## Conclusiones

En lo que concierne a las tendencias en las compras al exterior, nuestros resultados econométricos muestran que, a diferencia de lo previsto, las importaciones agrícolas –tanto las totales como las de maíz, sorgo, soya y otras oleaginosas y trigo— no han sufrido un cambio estructural debido al TLCAN. Por el contrario, y como se esperaba, las exportaciones sí han experimentado un cambio estructural. En particular, el total de las exportaciones agrícolas

---

<sup>5</sup> Nótese que en estos productos, la prueba F de cambio estructural no es en ningún caso rechazada. Por lo tanto, de acuerdo a la prueba, el TLCAN no implicó cambio alguno en las relaciones. Ahora bien, habría que considerar que la hipótesis nula nos dice que **todas** las  $\alpha$ 's son iguales tanto en el período pre-TLCAN como en el post-TLCAN, cuando en realidad lo que nos interesa es únicamente verificar si  $\alpha_3$  cambia de período a período.

muestra un cambio estructural en el último mes del 94, y lo mismo ocurrió con el tomate, las verduras frescas, el melón, la sandía y otras frutas frescas (el cambio estructural ocurrió, respectivamente, en diciembre de 1994, noviembre de 1994, septiembre de 1994 y junio de 1995).

Además, las fechas en las que tuvo lugar el cambio estructural para las exportaciones nos hacen sospechar que este más bien pudo deberse a la fuerte devaluación que sufrió el peso mexicano en diciembre de 1994 y a principios de 1995 (nuestros resultados del estudio sobre las tendencias del comercio nacional agrícola son muy similares a aquellos que obtuvo el Servicio de Investigación Económica del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, ERS: 2000.)

Por otro lado, nuestros resultados muestran que durante los últimos 22 años ha existido una tendencia en la que los precios internos de los cultivos analizados han seguido la de los precios estadounidenses. Además, como el coeficiente de corrección de error es igualmente significativo cuando dividimos el periodo, podemos afirmar también que la convergencia en los precios estaba presente tanto antes como después del TLCAN.

Sin embargo, es importante hacer mención que los períodos de ajuste suele tomar mucho tiempo (por lo menos 20 meses), y que éstos no disminuyeron durante el TLCAN. En consecuencia, tenemos dos indicaciones muy diferentes de lo que se esperaba sucedería con el TLCAN y de lo que ha sido hasta ahora conocimiento aceptado sobre los efectos del TLCAN en los precios relativos México-estadounidenses.

Con base en nuestros resultados, podemos afirmar que la puesta en marcha del TLCAN no transformó de manera sustancial el tipo de relación de los precios nacionales de los cultivos de importación con respecto a los correspondientes internacionales.

## **Bibliografía**

- Andrews, D.W.K. (1993), "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point", *Econometrica*, 61, pp. 821-856.
- Andrews, D.W.K. y W. Ploberger (1994), "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Econometrica*, 62, pp. 1383-1414.
- Baffes, J. y M. I. Ajwad (1998), "Detecting price linkages: methodological issues and an application to the world market of cotton", The World Bank.
- Ben-David, D. y D. H. Papell (1997), "International trade and structural change", *Journal of International Economics*, vol. 43 n. 3-4, pp. 513-523.
- Casco, A. y F. A. Rosensweig (2000), "La política sectorial agropecuaria en México: Balance de una década", Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), México, D.F.
- Christiano, L.J. (1992), "Searching for a break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 237-250.
- ERS Economic Research Service (2000), "ERS Commodity report (NAFTA)", en [www.econ.ag.gov](http://www.econ.ag.gov), Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, Marzo.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press.
- Josling, T. (1997), "Implications of Regional Trade Agreements for Agricultural Trade", *Economic and Social Development*, Paper No. 133, Roma, FAO.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser (1982), "Trends and random walk in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.

- OECD (2000), "Agriculture and Food: Producer and Consumer Support Estimates. OECD data base: 1986-1999", Edición en Disco Compacto.
- Perron, P. (1989), "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- Rosensweig, A. (2000a), "Mexican Agricultural Trade under NAFTA: An Assessment after five years of implementation", documento presentado en la *7th Policy Disputes Information Consortium Workshop*, San Diego, Febrero.
- Rosensweig, A. (2000b), "On NAFTA: Mexican Experience after Six Years of implementation", documento presentado en la *7th Policy Disputes Information Consortium Workshop*, Tucson, Febrero de 2001.
- Taylor, E., A. Yúnez-Naude y Hampton (1999), "Agricultural Policy Reforms and Village Economies: A Computable General Equilibrium Analysis from Mexico", *Journal of Policy Modeling*, 21(4), pp. 453-480.
- Yúnez-Naude A. y F. Barceinas (2000), "Efectos de la desaparición de la CONASUPO en el comercio y los precios de los cultivos básicos", *Estudios Económicos*, Vol. 15, N° 2, pp. 189-227.
- Yúnez-Naude A. y F. Barceinas (2002), "Lessons from NAFTA: The Case of Mexico's Agricultural Sector", Report to the World Bank, Mimeo, Diciembre.
- Yúnez-Naude A. y F. Barceinas (2004), "Agricultural Trade and NAFTA: The Case of México" en *The First Decade of NAFTA: The Future of Free Trade in North America* (Editado por Kevin G. Kennedy), Transnational Publishers, USA.
- Yúnez-Naude A. y F. Barceinas (2004), "El TCAN y la agricultura mexicana" en *Diez años del TLCAN en México* (compiladores E. Cásares y H. Sobarzo), El trimestre económico, FCE.

- Yunez, A., F. Barceinas y G. Soto, (2004), "El campo mexicano en los albores del siglo XXI" en *El Nuevo Milenio Mexicano* (compiladores P. García Alba, L. Gutierrez y G. Torres), UAM-Eon.
- Vogelsang, T.J. (1997), "Wald tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series", *Econometric Theory*, 13, pp. 818-849.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992), "Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-270.