

LAS IMPORTACIONES MEXICANAS Y EL TIPO DE CAMBIO: EL PAPEL DE LAS EXPECTATIVAS, 1985-2000

ANDRÉ VARELLA MOLLICK* Y JOSÉ URCIAGA GARCÍA**

Resumen

Se analiza la relación entre el tipo de cambio esperado y los precios de las importaciones mexicanas (con respecto a los bienes domésticos) con un enfoque de sustitución intertemporal. Encontramos que una depreciación esperada del peso mexicano se asocia con el aumento contemporáneo en el precio relativo de los bienes importados para datos mensuales en México en el periodo 1985-2000. Las expectativas de depreciación del peso en un determinado mes afectan positiva y simultáneamente al precio relativo de las importaciones. Para que este resultado suceda dada una depreciación esperada del peso, debe ocurrir que: i) las empresas extranjeras no anticipen sus ventas como sería de esperarse; ii) las firmas y agentes en México no pospongan sus ventas estimadas; o iii) una combinación de las dos hipótesis anteriores.

Palabras clave: variaciones del tipo de cambio, precios de importaciones, modelo de Lee.

Clasificación JEL: F14; F31

Recibido: 7 de junio de 2002.

Enviado a dictamen: 14 de junio de 2002.

Aceptado: 25 de julio de 2002.

Introducción

Se analiza la relación entre el tipo de cambio esperado y los precios de las importaciones mexicanas (con respecto a los bienes domésticos) con un enfoque de sustitución intertemporal. Utilizamos como punto de partida el modelo de Lee [1998]; que prueba, para Estados Unidos durante los años ochenta, la relación entre el tipo de cambio esperado y el precio de los bienes importados. La aplicación de dicho modelo para el caso de México es fácilmente justificable. El hecho de que en la estructura de las importaciones mexicanas predominen los bienes durables que registran un elevado grado de sustitución presente y futura provoca un vínculo directo entre el tipo de cambio esperado y los márgenes de ganancia de las empresas.

En un ambiente no totalmente competitivo, una apreciación esperada de la moneda doméstica aumenta el margen futuro de ganancia de las empresas extranjeras. Tales firmas quieren vender cuando la utilidad marginal es mayor; por lo tanto, optan por posponer ventas, lo que hace subir al precio de importación presente. Esta tendencia podría, a su vez, reducirse o contrarrestarse por acciones de venta por parte de agentes o firmas domésticas. Como la apreciación esperada debe reducir el precio en moneda doméstica, las firmas en México buscarán vender más hoy y menos en el futuro. Tomando como base estas dos fuerzas, la evidencia empírica en Lee [1998] sugiere, que para el periodo junio-1981 hasta agosto-1988, las expectativas de apreciación del dólar en Estados Unidos aumentan el precio corriente de los precios importados.

El mecanismo teórico de esta relación es complicado aún en un marco lineal con solamente dos firmas. Lee [1998], por ejemplo, argumenta que una demanda más elástica aumenta la tendencia de que una apreciación esperada incrementa el precio corriente de las importaciones. Por otro lado, una demanda más elástica reduce la presión a la baja sobre el precio corriente por parte tanto de consumidores domésticos como de

* Profesor de planta del Departamento de Economía, ITESM, Campus Monterrey, México. Correo electrónico <avarella@campus.mty.itesm.mx>.

** Profesor-investigador del Departamento de Economía de la UABCS, Baja California Sur, México, <jurciaga@uabcs.mx> Los autores agradecen a Alejandro Flores y a tres dictaminadores anónimos sus comentarios que ayudaron a aclarar partes del trabajo y contribuyeron a mejorarlo. Asimismo, los autores mantienen la responsabilidad por el contenido del presente texto.



las firmas, y fortalece la presión al alza del precio corriente por parte de las firmas extranjeras. Este principio se mantiene en un modelo más general con muchas firmas, aún cuando sea difícil hacer una afirmación exacta (el signo esperado) sin más supuestos [Lee, 1998: 120].

La ambigüedad en la relación teórica de los efectos de la apreciación (depreciación) esperada sobre las importaciones de bienes durables, indica que el debate y las sugerencias de política deban apoyarse con mayor evidencia empírica. De acuerdo a los resultados empíricos de este artículo, una depreciación esperada del peso mexicano se asocia con el aumento en el precio relativo de los bienes importados para datos mensuales en México de 1985 a 2000. Este resultado es innovador en la literatura para una economía abierta y pequeña como la de México, pues hasta hoy lo que se tiene es evidencia para la demanda de bienes importados, cuyo precio entra como variable explicativa [Galindo y Cardero, 1999]. De hecho, los modelos de demanda de importaciones toman los precios relativos como dados [Senhadji, 1998] y no como respuesta a las expectativas de mercado.

Una mejor comprensión de los cambios en la balanza comercial, (con los elementos que introduce este trabajo) se aproxima también a discusiones de política económica, una vez que los déficit en bienes durables se apuntan como la causa principal de enormes brechas comerciales tales como Estados Unidos en los ochenta y México [Burda y Gerlach, 1992].

Este trabajo se organiza así: en el siguiente apartado se presentan la hipótesis de trabajo y el modelo que se utilizará y a continuación se describen y discuten los resultados más importantes. Las conclusiones están al final y el artículo se acompaña de un apéndice sobre los datos.

La hipótesis y el modelo

Una parte considerable de las importaciones de manufacturas corresponde a bienes durables, cuya principal característica es su naturaleza intertemporal, lo que

implica que las cantidades demandadas presentes y futuras son sustitutas entre sí. Nuestro modelo empírico tiene como punto de partida la especificación en Lee [1998], quien propone un modelo¹ capaz de explicar los precios de las importaciones agregadas como función de expectativas y de variables de control:

$$\Delta p_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta f_{t,t+1}^e + \beta_3 (L) \Delta \text{tcr}_{t-1} + \beta_4 (L) \Delta m_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde Δ es el símbolo de primeras diferencias y L representa el operador de rezagos: $Lx_t = x_{t-1}$. En la sección siguiente se presentan las razones para que el modelo sea estimado en primeras diferencias y también la selección apropiada del número de rezagos asociado a los coeficientes relativos de las variables rezagadas (β_3 y β_4).

En la ecuación 1, p_t es el precio relativo de las importaciones con relación a los precios internos.² Ambos agregados son índices de precios conforme a lo explicado con más detalle en el apéndice sobre los datos. Como precios internos, usamos no sólo los precios al productor sino también al consumidor. Si los bienes importados se usan como insumos productivos es preferible una comparación con los precios al productor. A la inversa, si los usan los consumidores, una comparación con los precios al consumidor es más lógica.

El término asociado al coeficiente β_2 , $f_{t,t+1}^e$, mide la sensibilidad de p_t respecto a la medida de depreciación (esperada en el momento t para el intervalo $t + 1 - t$) del peso respecto al dólar. Nuestra variable $f_{t,t+1}^e$ se

¹ Lee [1998] presenta teóricamente el canal por el cual una demanda más elástica tiende a fortalecer la tendencia a que una apreciación esperada aumente el precio corriente de los importados. El modelo empírico de Lee [1998], del cual deriva nuestra ecuación 1 contiene también un término de la variable dependiente rezagada. Aun cuando sea posible justificar teóricamente el modelo con una variable dependiente rezagada por medio de costos de ajuste, optamos por no incluirla ya que no hay en el mecanismo teórico un papel explícito para los costos de ajuste en el presente contexto.

² En un trabajo para estimar la demanda de bienes importados, el precio relativo de las importaciones entra como variable explicativa. Para el caso mexicano, véase la evidencia en Galindo y Cardero [1999].



calculó con base en las tasas de interés de mercado (Cetes y T-bills) de 90 días, ajustada para el periodo mensual. La teoría de la paridad de interés supone que no hay arbitraje en el mercado de divisas y es la forma más adecuada para medir expectativas en el mercado de moneda extranjera cuando no se dispone de datos derivados de encuestas (*survey data*).³ Si los agentes sustituyen intertemporalmente bienes importados por nacionales, mayor será la depreciación esperada del peso y mayor deberá ser la respuesta contemporánea de β_2 . Es decir, se espera un coeficiente $\beta_2 > 0$ si los agentes y firmas domésticos anticipan sus compras en mayor proporción que las firmas extranjeras pospongan sus ventas.⁴

Las otras variables tienen una interpretación menos directa, dependiendo de un supuesto de equilibrio parcial. Por ejemplo, el tipo de cambio real (*tcr*) rezagado, la medida típica de competitividad del peso mexicano, entra como variable de control en [1] por medio de los términos de β_3 . Cuanto mayor es el tipo de cambio real, mayor es el costo de los insumos o bienes importados y mayor el efecto en los precios relativos de los bienes importados. Así, se espera un coeficiente $\beta_3 > 0$. Su efecto en p_t se espera que sea rezagado debido al efecto que tiene en las curvas de costo de las empresas. Sin embargo, en equilibrio general, el tipo de cambio real puede ser afectado por el precio relativo en p_t .

La otra variable de control es de demanda: un componente cíclico de actividad económica. Específicamente,

³ Suponiendo que no hay *risk-premium* en el mercado de moneda extranjera. En la práctica, existe el *risk-premium*, lo que sugiere que nuestros resultados están de alguna manera sesgados. Dado que no disponemos de *survey data*, estamos suponiendo eficiencia en el mercado cambiario peso/dólar. Sin embargo, aún cuando el sesgo en el mercado de futuros haya sido identificado años atrás, la evidencia empírica no ha tenido éxito en conciliar el comportamiento de *risk-premium* con modelos teóricos. Véase Carlson y Osler [1999] para una posible explicación.

⁴ En Lee [1998], el tipo de cambio se expresa en unidades de moneda extranjera por dólar: en la medida que aumenta, mayor es la apreciación del dólar. En el presente estudio, el tipo de cambio está medido en pesos por dólar, implicando que, conforme aumenta, mayor es la depreciación del peso.

consideramos el total de las importaciones mexicanas (m). En un análisis de equilibrio parcial y de *ceteris paribus*, cuanto mayores sean las importaciones, mayor debe ser su precio relativo se espera que el coeficiente sea $\beta_4 > 0$.

Discusión de resultados

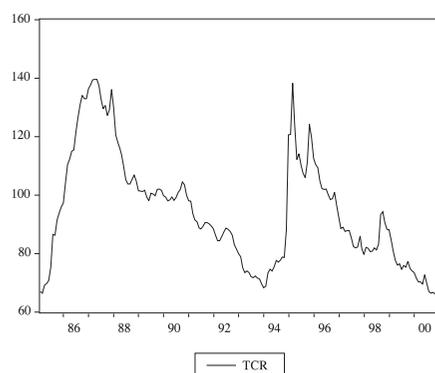
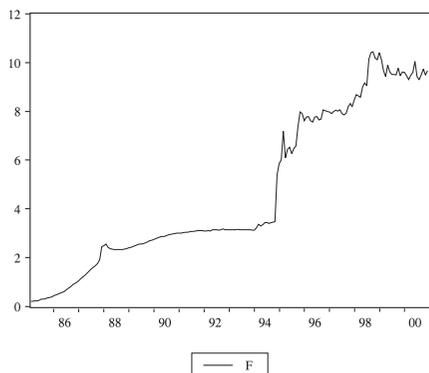
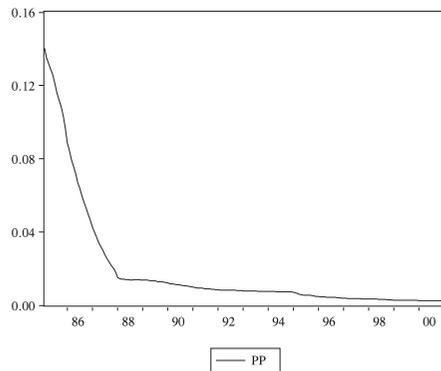
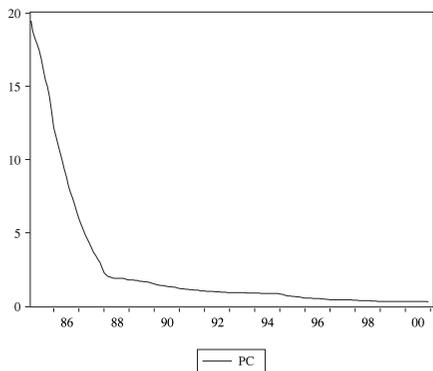
Las figuras 1 y 2 contienen las series principales del estudio. En la figura 1 se aprecia que, con la estabilización de la inflación, las series de precios relativos de las importaciones/precios internos disminuyen progresivamente. La serie *pc* mide, para una misma base, la relación entre el índice de precios de las importaciones con respecto al índice de precios al consumidor. La serie *pp* mide, también para una misma base, la relación entre el índice de precios de los productos importados con respecto al índice de precios al productor. El tipo de cambio real (*tcr*) sufre depreciaciones violentas en 1987 y también a fines de 1994 con las crisis cambiarias. Desde entonces el peso mexicano se ha apreciado, alcanzando hacia el periodo final de la muestra (diciembre de 2000) en niveles próximos de aquellos previos a la crisis de 1994. La serie *f* mide el precio *forward* esperado para un mes del peso mexicano con relación al dólar y se calcula por los diferenciales entre las tasas de interés interna (Cetes) y externa (T-bill). Es obviamente una transformación monotónica del tipo de cambio nominal (*s*).

En la figura 2 se incluyen las variables de control usadas en este estudio. La producción industrial (*y*) y las importaciones mexicanas (*m*) tienen tendencia creciente, con excepción del periodo de crisis a fines de 1994. La evolución de la balanza comercial (*bc*) muestra que se recuperó con la depreciación real de 1994 y se ha deteriorado desde entonces.

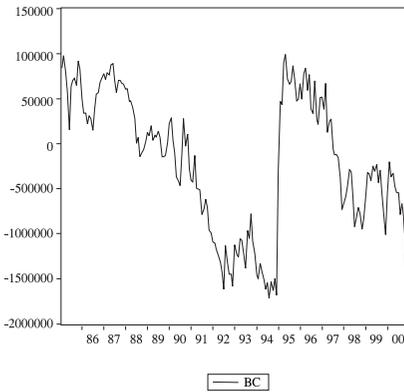
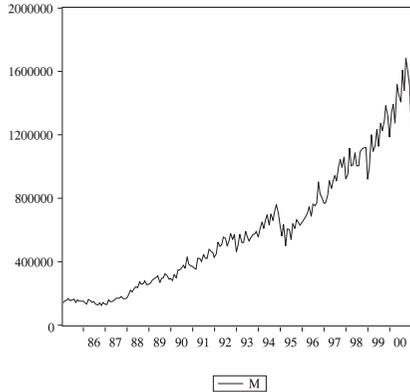
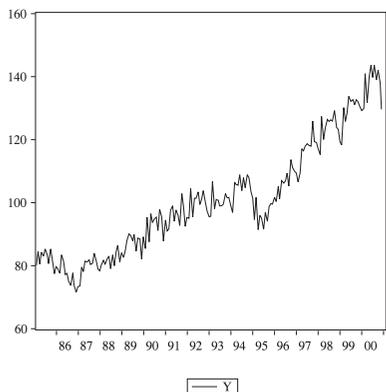
El cuadro 1 contiene las pruebas de raíces unitarias para todas las series de nuestro estudio. Incluimos el término de tendencia en las pruebas si las gráficas así lo sugieren y escogemos el número de rezagos óptimo de acuerdo con el procedimiento de Campbell-Perron, derivado formalmente en Ng and Perron [1995].



Gráfica 1
Índice de precios de los bienes importados con respecto al índice de precios al consumidor (PC), índice de precios de los importados respecto al índice de precios al productor (PP), el precio *forward* esperado para un mes del peso mexicano con relación al dólar (F) y el tipo de cambio real (TCR)



Gráfica 2
México: la producción industrial (Y), importaciones (M) y balanza comercial (BC).



Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria (ADF): México (1985:2-2000:12)

<i>Series</i>	<i>Tendencia</i>	<i>Series en niveles</i>	<i>Series en primeras diferencias</i>
<i>pc</i>	Si	-5.768 (12)***	-3.895 (12)***
<i>pp</i>	Si	-5.152 (12)***	-5.893 (12)***
<i>tcr</i>	No	-2.586 (10)*	-3.944 (7)***
<i>f</i>	Si	-2.157 (9)	-3.640 (8)**
<i>m</i>	Si	-1.950 (12)	-3.535 (11)**
<i>bc</i>	Si	-1.959 (10)	-5.240 (9)***
<i>ind</i>	Si	-2.147 (12)	-3.415 (12)*

Notas: Las variables se definen así:

pc representa el precio relativo de las importaciones mexicanas con relación a los precios al consumidor medidos en índices de precios;

pp representa el precio relativo de las importaciones mexicanas con relación a los precios al productor medidos en índices de precios;

tcr es el tipo de cambio real del peso mexicano con relación a una canasta de monedas;

f es la tasa forward calculada con base en los diferenciales de interés;

m representa las importaciones mexicanas en dólares;

bc representa el saldo de la balanza comercial mexicana en dólares; y

ind es un índice de volumen de la producción industrial. Véase apéndice sobre los datos.

Incluimos la tendencia en las pruebas de raíz unitaria si las gráficas así lo sugieren. ADF(k) se refiere a la prueba aumentada de Dickey-Fuller. El tamaño del rezago óptimo (k) es escogido por el método de Campbell-Perron de dependencia de datos, normalmente superior a un k fijo seleccionado *a priori* y a un k escogido por criterios de información. Véase Ng y Perron [1995]. El método se inicia con un límite superior, $k_{max} = 12$, sobre k. Si el último lag incluido es significativo, escogemos $k = k_{max}$. Si no, reducimos k en una unidad hasta que el último rezago sea significativo (usamos el valor de 5% de la distribución normal asintótica para verificar significancia del último rezago). Si ningún rezago es significativo, tomamos $k = 0$. Entre paréntesis en la estadística t de ADF está el número de rezagos seleccionado. Los asteriscos al lado del valor de ADF (k) indican rechazo de la hipótesis nula de no estacionalidad al nivel de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Las pruebas de raíces unitarias del cuadro 1 no rechazan la hipótesis nula (H_0 : existe raíz unitaria) en por lo menos 5% en todos los casos, excepto para la variable dependiente (*p*). El precio relativo de importaciones con relación a los precios al consumidor puede entonces tomarse como estacionario en niveles [serie de tipo I(0)]. En primeras diferencias, todas las series son estacionarias en por lo menos 5%, con excepción de la producción industrial, donde sólo se puede rechazar H_0 a un nivel de 10%. Por ese motivo, se decide usar las importaciones o el saldo de la balanza comercial mexicana como la variable de demanda relevante en vez de la producción industrial.

Con el objetivo de evitar multicolinealidad en las estimaciones, observamos las matrices de correlación. Para el sistema [*tcr*, *m*, *f*, *pc*] la correlación más alta es

entre *m* y *f* (0.92), mientras *m* y *tcr* se relacionan negativamente (-0.59), así como *pc* y *f* (-0.59). La correlación entre *pc* y *m* es de -0.53, entre *pc* y *tcr* es de 0.10 y entre *f* y *tcr* es de -0.36. Estos valores son los mismos para el sistema [*tcr*, *m*, *f*, *pp*], excepto para la correlación entre *pp* y *tcr* que es ahora de 0.09. Esto sugiere que las importaciones (*m*) y nuestro indicador de expectativa de depreciación del cambio nominal (*f*) no deben entrar juntos en la estimación. Por tanto para nuestro caso, procedemos a estimar el modelo que plantea Lee [1998] en 1, modificado con la exclusión de la variable de demanda (*m*).

En el cuadro 2 se presentan pruebas de causalidad de Granger para las 4 variables incluidas en el estudio [Stock y Watson, 2001]. En el cuadro se puede observar que el tipo de cambio real (*tcr*) causa en el sentido de



Cuadro 2
Pruebas de Causalidad de Granger : México (1985:2-2000:12)
Variable dependiente

Regresor (var. indep.)	<i>tcr</i>	<i>m</i>	<i>f</i>	<i>pc</i>	<i>tcr</i>	<i>m</i>	<i>f</i>	<i>pp</i>
<i>tcr</i>	5.60		2.86	1.70		4.40	1.62	1.19
		(0.00)	(0.02)	(0.14)		(0.00)	(0.13)	(0.31)
<i>m</i>	1.70		1.76	0.51	1.16		1.96	0.46
	(0.14)		(0.12)	(0.77)	(0.33)		(0.06)	(0.86)
<i>f</i>	22.24	5.81		0.84	17.33	4.83		0.97
	(0.00)	(0.00)		(0.52)	(0.00)	(0.00)		(0.46)
<i>pc</i> o <i>pp</i> (dependiendo)	3.00	0.25	0.09		1.79	0.21	0.09	
	(0.01)	(0.94)	(0.99)		(0.09)	(0.98)	(1.00)	

Notas: Las variables están definidas como en el cuadro 1. El valor en el cuadro es la prueba F para la suma de los coeficientes cuya variable está listada en la columna de la izquierda sea cero en una regresión donde la variable dependiente está listada en cada columna del lado derecho de la tabla. Cuanto mayor la estadística F mayor la probabilidad de ser rechazada la hipótesis nula de efectos nulos de los rezagos en la variable dependiente (listada en el lado derecho de la tabla). Por ejemplo, la hipótesis de que *f* no causa en el sentido de Granger el *tcr* es rechazada a cualquier nivel de significancia (p -value = 0.00 en paréntesis) y en cualquier de los dos sistemas. Para cada ecuación en el VAR, el valor computado se refiere a estadística de Wald para la significancia conjunta de cada una de las otras variables dependientes endógenas en la ecuación. El número de rezagos óptimo (k) es decidido por medio de análisis de likelihood ratio (LR), final prediction error (FPE), Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SIC), y Hannan-Quinn information criterion (HQIC). Para el VAR con [*tcr*, *m*, *f*, *pc*] los indicadores de LR, FPE, AIC y HQ apuntaron para $k = 5$ mientras el de SIC sugirió $k = 2$. Optamos, por lo tanto, por $k = 5$ pero los resultados no cambian si adoptamos el criterio de Schwarz exclusivamente. Para el VAR con [*tcr*, *m*, *f*, *pp*] los indicadores de LR, FPE, y AIC apuntaron para $k = 7$ mientras los de HQIC y de SIC sugirieron $k = 2$. Optamos por $k = 7$. Una vez más, los resultados no se alteran de acuerdo con los criterios de SIC y HQIC.

Granger a *m* (p -value de 0.00) y a *f* (p -value de 0.02), pero no a la variable *pc* (p -value de 0.14). La variable *m* (importaciones) no causa en el sentido de Granger a ninguna de las demás (p -value mayor que 0.12), mientras la variable *f* antecede en el sentido de Granger al tipo de cambio real y a *m* pero no al precio relativo. La variable dependiente *pc* causa en el sentido de Granger al tipo de cambio real pero no a las importaciones y a las expectativas de depreciación cambiaria.

Los resultados se mantienen en general para el caso en que *pp* es la variable de precios relativos en lugar de *pc*. Las alteraciones principales son: i) el tipo de cambio real ya no causa en el sentido de Granger a la expectativa de depreciación del cambio (p -value de 0.13); ii) las importaciones ahora causan en el sentido de Granger a la expectativa de depreciación del cambio (p -value de 0.06) y iii) la variable *pp* ahora causa

en el sentido de Granger el *tcr* solamente a un nivel de 9% de significancia, en vez de 1% para el caso en que *pc* estaba presente en el sistema.

Los resultados son muy similares para la expectativa de depreciación del cambio (variable *f*) en los dos sistemas: la variable *f* causa en el sentido de Granger al tipo de cambio real, a las importaciones, pero no a la razón de precios relativos. Este último resultado aparentemente estaría en contradicción con nuestra hipótesis central. Sin embargo, debemos observar que una variable x causando en el sentido de Granger a la variable y no implica que y es el resultado de x . Causalidad en el sentido de Granger va más allá de las correlaciones e indica simplemente precedencia temporal. Procederemos entonces a estimar *pc* (o *pp*) como función exclusivamente de *f*, lo que implica estimar [1] solamente con β_1 y β_2 . Es decir, sin variables de control.



Cuadro 3
Estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios: México (1985:2-2000:12)
Variable dependiente: p_c (precio relativo de bienes importados/nacionales al consumidor)

<i>Coefficientes estimados</i>	<i>Modelo original con un rezago</i>	<i>Modelo original con cuatro rezagos</i>	<i>Modelo sin importaciones con un rezago</i>	<i>Modelo sin importaciones con cuatro rezagos</i>
β_1 (término constante)	-0.07 (0.13)	-0.10 (0.14)	-0.06 (0.13)	-0.09 (0.13)
β_2 (término de Δf_t)	8.07** (3.90)	7.31** (3.43)	7.90** (3.78)	7.16** (3.32)
β_3 (término de Δtcr_{t-1})	5.73* (3.19)	4.62* (2.60)	5.67* (3.22)	4.52* (2.57)
de Δtcr_{t-2}		1.28 (2.50)		0.84 (2.67)
de Δtcr_{t-3}		3.09* (1.59)		3.54** (1.70)
de Δtcr_{t-4}		4.15** (2.09)		3.64* (2.17)
β_4 (término de Δm_{t-1})	0.66 (0.58)	0.88 (0.82)		
de Δm_{t-2}		0.01 (1.15)		
de Δm_{t-3}		0.30 (1.15)		
de Δm_{t-4}		-0.43 (0.84)		
Crit. de Akaike	0.0004	-0.1156	2.83	2.686
Crit. de Schwarz	0.0690	0.0578	2.88	2.790
R ² ajustada	0.1847	0.227	0.187	0.239
N	189	186	189	186

Notas: Las desviaciones estándar abajo de los coeficientes son computadas por el método de Newey-West [1987] de corrección para autocorrelación y heterocedasticidad. Los modelos de 4 rezagos (k) son seleccionados secuencialmente por los criterios de información de Akaike y de Schwarz. Todas las variables están en logaritmos. Los asteriscos al lado del valor del coeficiente indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Pasemos entonces a las estimaciones del modelo original y del modelo modificado de acuerdo con las peculiaridades de la economía mexicana. El cuadro 3 reproduce estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) asociadas a la ecuación 1 explicada en la sección anterior. En el cuadro se incluye también el modelo más simple sin las importaciones como variable de control dado que m está altamente correlacionada

con f (0.92 en la muestra). En el cuadro 3, la variable dependiente (p_t) está medida como la razón entre precio de los importados con respecto a precios internos, medidos por el índice de precios al consumidor. Se estimó un modelo de 6 rezagos para cada variable de control (tipo de cambio real, importaciones) inicialmente y se redujo el número de rezagos progresivamente. Se busca ver la robustez del coeficiente asociado a las expecta-



tivas de depreciación del peso con relación a rezagos alternativos. Se decidió finalmente por cuatro rezagos con base en los criterios de información de Akaike y Schwarz. Sin embargo, reproducimos también en el cuadro 3 la especificación más simple, con solamente un rezago.

La capacidad explicativa del modelo es de 23% para el modelo escogido de cuatro rezagos y los coeficientes estimados son consistentes. La ecuación escogida se sometió a una batería de pruebas de especificación defectuosa para definir que la estimación adoptada es robusta. No hay sospecha de regresión espuria porque se revisó con detenimiento el criterio de raíces unitarias (que se presentaron en el cuadro 1) y se adoptó una especificación robusta de la estacionalidad. De la misma manera, la matriz utilizada de varianzas y covarianzas es la de Newey-West [1987], robusta a presencia de autocorrelación y heterocedasticidad.⁵

Con el objetivo de evitar multicolinealidad, removimos importaciones de la ecuación [1] y estimamos el modelo modificado en las columnas siguientes. Se puede observar que los resultados son muy parecidos al modelo original. El coeficiente β_2 sigue siendo positivo y estadísticamente significativo: el valor preferido para tal parámetro, dada la búsqueda de especificación realizada, es de 7.16 en el cuadro 3.

Se puede concluir del cuadro 3 que las expectativas de depreciación del peso afectan positivamente la variable de precios relativos importados/nacionales. Esto significa que mayores expectativas de depreciación del tipo de cambio en un determinado mes afectan simultáneamente el precio relativo de las importaciones. Si los agentes esperan que el tipo de cambio libre se va a de-

preciar más rápido, el precio relativo de los bienes importados responde positivamente en el mismo mes, derivado de una mayor demanda relativa por aquéllos.⁶

El tipo de cambio real rezagado tiene un coeficiente positivo en los modelos con cuatro rezagos, lo que indica que ante una mayor depreciación del tipo de cambio real en un mes anterior (y también cuatro meses antes), los precios relativos suben en favor de las importaciones. La interpretación del signo es directa pero hay influencias bidireccionales (los precios afectan también el tipo de cambio real) en un marco más global, lo que nos lleva a no destacar tanto el efecto de β_3 .

Las importaciones no tienen efecto en los precios relativos en ninguna especificación. La balanza comercial fue utilizada como alternativa a un proxy de demanda, pero los resultados no se modifican.⁷ De la misma manera que en el tipo de cambio real, las importaciones son afectadas por el precio relativo [Galindo y Cardero, 1999].

Los resultados para la variable dependiente (p_t) medida como la razón entre precio de los bienes importados respecto a los precios al productor se presentan en el cuadro 4. No se observan cambios significativos comparativamente en el cuadro 3. En particular, el coeficiente de interés para las expectativas del tipo de cambio se mantiene en las especificaciones cuando p_t se mide con el índice de precios al productor en el denominador. El valor preferido en este caso es de 6.67 en el modelo sin importaciones y con rezagos del tipo de cambio real. Los resultados que revelan una sustitución intertemporal entre el precio de importados y de nacionales son, por tanto, robustos al índice de precios nacional que se utiliza.

⁵ Especificaciones alternativas incluyen cointegración y modelos de mecanismo de corrección de errores. Véase por ejemplo, Shirvani y Wilbratte [1999]. Sin embargo, la variable dependiente (precios relativos) es, en el presente estudio, estacionaria y los métodos de cointegración terminarían por incluir un vector de cointegración trivial. Optamos por indicar los resultados estimados por mínimos cuadrados ordinarios, corregidos en su matriz de varianza-covarianza, los cuales son robustos a estacionariedad.

⁶ En el marco del modelo teórico de Lee [1998], el efecto de los agentes y empresas mexicanas de anticiparse y aumentar la demanda por bienes importados es mayor que el efecto esperado de las firmas extranjeras que pospondrían sus ventas para vender en mejores condiciones cuando el peso está débil. Por lo tanto, el resultado de este estudio para México se diferencia de lo encontrado por Lee [1998] para los Estados Unidos en los ochenta.

Cuadro 4
Estimaciones por OLS: México (1985:2–2000:12)
Variable dependiente: *pp* (precio relativo de bienes importados/nacionales al productor)

<i>Coefficientes estimados</i>	<i>Modelo original con un rezago</i>	<i>Modelo original con cuatro rezagos</i>	<i>Modelo sin importaciones con un rezago</i>	<i>Modelo sin importaciones con cuatro rezagos</i>
β_1 (término constante)	-4.87*** (0.12)	-4.90*** (0.13)	-4.86*** (0.12)	-4.88*** (0.12)
β_2 (término de Δf_t)	7.55** (3.62)	6.82** (3.16)	7.39** (3.52)	6.67** (3.08)
β_3 's (término de Δtcr_{t-1})	5.52* (3.03)	4.45* (2.46)	5.46* (3.06)	4.35* (2.44)
de Δtcr_{t-2}		1.25 (2.37)		0.87 (2.51)
de Δtcr_{t-3}		2.94* (1.52)		3.38** (1.61)
de Δtcr_{t-4}		3.89* (1.97)		3.47* (2.05)
β_4 's (término de Δm_{t-1})	0.59 (0.53)	0.77 (0.75)		
de Δm_{t-2}		-0.07 (1.05)		
de Δm_{t-3}		0.20 (1.05)		
de Δm_{t-4}		-0.45 (0.77)		
Crit. de Akaike	2.701	2.573	2.69	2.537
Crit. de Schwarz	2.769	2.747	2.74	2.641
R ² ajustada	0.188	0.234	0.190	0.246
N	189	186	189	186

Notas: Las desviaciones estándar abajo de los coeficientes son computadas por el método de Newey-West [1987] de corrección para autocorrelación y heterocedasticidad. Los modelos de cuatro rezagos (k) son seleccionados secuencialmente por los criterios de información de Akaike y de Schwarz. Todas las variables están en logaritmos. Los asteriscos al lado del valor del coeficiente indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Una vez tratado el modelo 1 y las modificaciones, el cuadro 5 presenta el modelo puro: sin variables de control. La hipótesis sigue siendo la misma que anteriormente. La ecuación a estimar se diferencia de la original al suponer términos rezagados de las expectativas de depreciación cambiaría de acuerdo con la búsqueda de la mejor especificación según los criterios de Akaike y Schwarz. Y por no tener otras variables explicativas.

Una vez más, el modelo con términos rezagados es preferido (k = 6 en este caso) para los dos modelos: uno con *pc* como variable dependiente y otro con *pp*.

El coeficiente β_2 sigue siendo positivo y estadísticamente significativo. El valor preferido para tal parámetro, dada la búsqueda de especificación realizada, es menor que en los modelos anteriores: de 4.02 para la ecuación con *pc* y de 3.80 para la ecuación con *pp*.



Cuadro 5
Estimaciones por OLS: México (1985:2-2000:12)
Variable dependiente: PC o PP (precio relativo de bienes importados/nacionales) en el modelo con f como variable explicativa

<i>Coefficientes estimados</i>	<i>Modelo para pc con fy un rezago</i>	<i>Modelo para pc con fy seis rezagos</i>	<i>Modelo para pp con fy un rezago</i>	<i>Modelo para pp con fy seis rezagos</i>
β_1 (término constante)	-0.05 (0.14)	-0.44*** (0.13)	-4.86*** (0.13)	-5.21*** (0.12)
β_2 (término de Δf_t)	8.28** (4.12)	4.02** (1.97)	7.76** (3.84)	3.80** (1.84)
β_2 's (término de Δf_{t-1})		3.07** (1.55)		2.83* (1.44)
de Δf_{t-2}		3.88** (1.73)		3.59** (1.62)
de Δf_{t-3}		2.28 (1.89)		2.11 (1.76)
de Δf_{t-4}		3.57*** (1.39)		3.29** (1.29)
de Δf_{t-5}		2.96* (1.70)		2.67* (1.56)
de Δf_{t-6}		3.43** (1.61)		3.10* (1.47)
Crit. de Akaike	2.91	2.36	2.77	2.236
Crit. de Schwarz	2.94	2.50	2.81	2.376
R ² ajustada	0.144	0.420	0.144	0.407
N	190	184	190	184

Notas: Las desviaciones estándar abajo de los coeficientes son computadas por el método de Newey-West [1987] de corrección para autocorrelación y heterocedasticidad. Todas las variables están en logaritmos. El modelo de 6 rezagos (k) es seleccionado secuencialmente por los criterios de información de Akaike y de Schwarz. Para $k > 6$, AIC y SIC continuaban reduciéndose; sin embargo, los coeficientes de los términos en diferencias rezagados ya no salieron significantes. Por este motivo, optamos por tomar $k = 6$. La comparación con el modelo más parsimonioso ($k = 1$) es inmediata en el cuadro. Los asteriscos al lado del valor del coeficiente indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Aunque sea el objetivo del presente estudio proponer un modelo estructural para los precios relativos, el poder explicativo del modelo sube hasta aproximadamente 40% en ambos casos. Esto sugiere que las expectativas de depreciación cambiaría por parte de los agentes mexicanos son una buena variable para explicar comportamiento en los precios relativos de importados con respecto a domésticos.

Conclusiones

Este artículo confirma para México, que una economía abierta y pequeña obedece a los principios económicos esperados y al precio relativo de bienes importados y nacionales. Obtenemos que las expectativas de depreciación del peso afectan positivamente la variable de precios relativos los productos importados respecto a los nacionales. Esto significa que mayores expectativas de

depreciación del tipo de cambio en un determinado mes afectan simultáneamente el precio relativo de las importaciones. La interpretación es que si los agentes esperan que el tipo de cambio libre se va a depreciar más rápidamente, el precio relativo de los bienes importados responde de manera positiva, derivado de una mayor demanda relativa por importaciones.

Estos resultados son robustos a críticas de especificación de tipo regresión espuria una vez que se investigaron detalladamente las series. Los resultados también se mantienen si cambiamos el índice de precios nacional (índices de precios al consumidor o al productor) y si utilizamos otra variable de demanda que el volumen de importaciones mexicanas. Finalmente, el valor estimado del efecto de las expectativas en los precios relativos sugiere efectos más que proporcionales. El rango es estable: de 6.67 hasta 7.16 para el modelo sin importaciones basado en Lee [1998] y de 3.80 hasta 4.02 para un modelo puro con solamente expectativas como variable explicativa.

Algunas extensiones del presente trabajo que sugerimos analizar, y que desde nuestra perspectiva deben de estar presentes en la agenda de investigación económica, es el análisis de la misma relación a otros niveles de agregación de los bienes, así como la exploración de un modelo de optimización en que el ingreso permanente afecte la demanda por importaciones, como en Amano y Wirjanto [1996]. En definitiva, en la medida que exista mayor disponibilidad de encuestas sobre el tipo de cambio, será posible estimar el modelo sin imponer la restricción del cumplimiento de la teoría de la paridad de interés.

Apéndice de datos

La frecuencia de los datos es mensual.

La tasa de interés nacional (i) es el rendimiento de los Cetes a 90 días (Fuente: INEGI, <http://www.inegi.gob.mx>) y la tasa de interés externa (i^*) es el rendimiento de los bonos del Tesoro de Estados Unidos a 90 días en el mercado secundario (Fuente:

Federal Reserve Bank of Saint Louis, <http://research.stlouisfed.org/fred>).

El tipo de cambio libre (s) (Fuente: Banco de México, <http://www.banxico.org.mx>), MXN/US\$, fin de periodo, es el determinado por el banco central con base en un promedio de las cotizaciones del mercado de cambio al mayoreo para operaciones liquidables el segundo día hábil bancario siguiente.

La tasa de cambio *forward* para un mes (f) se calcula de acuerdo con la fórmula de paridad de interés usando s , i , e i^* y se corrigen por 30/360 días en el año. Esta es la medida (esperada) de depreciación del tipo de cambio nominal.

El tipo de cambio real (tcr) (Fuente: Banxico) tiene base 1990 = 100 y es una medida de competitividad del peso mexicano con relación a una canasta de monedas.

El índice de precios al consumidor en México ($ipcmex$) es el índice de precios al consumidor general (Fuente: Banxico), con base 1980 = 100. El índice de precios al productor (ipp) es el índice de precios al productor general, sin petróleo crudo de exportación (Fuente: Banxico), con base 1994 = 100. Con el objetivo de comparación con el $ipcmex$ se ajustó entonces el ipp con base 1980 = 100. El índice de precios de las importaciones mexicanas (ipm) (Fuente: Banxico) tiene base 1980 = 100.

La balanza comercial (bc) mexicana (Fuente: Banxico), está en dólares de fin de periodo, así como las importaciones mexicanas (m) (Fuente: Banxico).

El índice de volumen de la producción industrial (y) (Fuente: Banxico) tiene base 1993 = 100.

Referencias bibliográficas

- Amano, R. y T. Wirjanto [1996], "Intertemporal Substitution in Imports and the Permanent Income Model", *Journal of International Economics*, vol. 40, pp. 439-457.



- Burda, M. y S. Gerlach [1992], “Intertemporal Prices and the U.S. Trade Balance”, *American Economic Review*, vol. 82, pp. 1234-1253.
- Carlson, J. y C. Osler [1999], “Determinants of Currency Risk Premiums”, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* No. 70, [http: < www.ny.frb.org/rmaghome/staff_rp/sr70.pdf > .](http://www.ny.frb.org/rmaghome/staff_rp/sr70.pdf)
- Galindo, L. y M. Cardero [1999], “La demanda de importaciones en México: un enfoque de elasticidades”, *Comercio Exterior*, vol. 49, núm. 5, pp. 481-487, mayo.
- Lee, J. [1998], “Intertemporal Substitution in Imported Durables”, *Journal of International Economics*, vol. 44, pp. 113-133.
- Ng, S. y P. Perron [1995], “Unit Root Test in ARMA models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, pp. 268-281.
- Senhadji, A. [1998], “Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A. Cross-Country Analysis”, *IMF Staff Papers*, vol. 45 (2), junio, pp. 236-268.
- Shirvani, H. y B. Wilbratte [1999], “The Asymmetric Response of Domestic Prices to Changes in Import Prices: a Cointegration Test of the Ratchet Effect”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 21, núm. 2, pp.381-396.
- Stock, J. y M. Watson [2001], “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 4, pp. 101-115.

