

La demanda de importaciones en México: un enfoque de elasticidades

LUIS MIGUEL GALINDO

MARÍA ELENA CORDERO*

En años recientes el sector externo mexicano sufrió innumerables cambios. En 1986 México ingresó al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés); en 1987 se aceleró la apertura más allá de lo comprometido el año anterior con la firma del Acuerdo, y en 1994 entró en vigor el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

Sin duda estos cambios han tenido un efecto significativo en la estructura productiva nacional, particularmente en el peso de las importaciones en el conjunto de la actividad económica y productiva del país. En ese marco es necesario analizar el comportamiento y la existencia de posibles cambios en la elasticidad de las importaciones mexicanas en el período 1983-1995.

El análisis de los principales elementos determinantes de la demanda de importaciones es un tema de especial interés en el área de comercio internacional.¹ Estudios recientes a este respecto se han concentrado en analizar, con el empleo de nuevos métodos econométricos, las elasticidades precio e ingreso y la estabilidad estructural de los parámetros de esta función considerando los fuertes procesos de liberalización comercial de las últimas dos décadas.² El principal objetivo de este artículo es estimar, utilizando los métodos de cointegración, las elasticida-

des ingreso y precio de la demanda de importaciones en México y analizar la estabilidad estructural de esta función. El artículo se divide en dos partes. En la primera se incluye un marco general y los principales resultados empíricos y en la segunda se presentan las conclusiones y algunos comentarios de política económica.

MARCO GENERAL Y EVIDENCIA EMPÍRICA

La demanda de importaciones agregada, asumiendo la existencia de separabilidad débil y una función homogénea de grado cero en precios e ingreso nominal, se puede definir³ como:

$$m_t = \beta_1 y_t + \beta_2 p r_t + u_t \quad (1)$$

Donde $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$ y m_t son las importaciones agregadas en términos reales, y_t representa el ingreso de la economía interna y $p r_t$ los precios relativos entre el índice de precios de las importaciones y el índice de precios interno, incluido el efecto del tipo de cambio. Las letras minúsculas representan al logaritmo de las series. La estimación de la ecuación 1, considerando el orden de

1. M. Goldstein y M.S. Khan, "Income and Price Effects in Foreign Trade", en R.W. Jones y P.B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, North Holland, Nueva York, 1985, pp. 1041-1105.

2. G. Carone, "Modeling the U.S. Demand for Imports through Cointegration and Error Correction", *Journal of Policy Modeling*, vol. 18, núm. 1, 1996, pp. 1-48, y J. M. Sheen, "Japanese Import Demand Behavior: The Cointegration Approach", *Journal of Policy Modeling*, vol. 16, núm. 3, 1992, pp. 291-298.

3. M. Goldstein y M.S. Khan, *op. cit.*; G. Carone, *op. cit.*; M.S. Khan y K.Z. Ross, "Cyclical and Secular Income Elasticities of the

* Profesores de la Facultad de Economía, UNAM. Los autores agradecen los comentarios de Fidel Aroche y Carlos Guerrero. Este trabajo se realizó en el marco del proyecto sobre "Los efectos de la política monetaria y los movimientos de capital en la economía mexicana ante la apertura externa", financiado por PAPIIT: IN304197.

integración de las series, debe realizarse con el procedimiento de Johansen⁴ que permite obtener un vector de cointegración que pueda entonces representarse, en su forma de corrección de errores, como:

$$\Delta m_t = A(L)\Delta X_t + \gamma(m^* - m)_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Donde X_t es un vector que incluye todas las variables relevantes para el análisis.

La información utilizada en este trabajo son datos trimestrales sin desestacionalizar de 1983Q1 a 1995Q4. m_t representa el total de importaciones mexicanas en términos reales, y_t es el PIB mexicano en términos reales y pr_t se define como (pm_t/pc_t) , donde pm_t es el índice de precios de las importaciones, incluido el efecto del tipo de cambio, y pc_t es el índice de precios al consumidor, ambos índices en base 1994. De este modo, pr_t puede definirse como un tipo de cambio real de las importaciones.

Las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada y de Phillips-Perron⁵ no permiten rechazar la hipótesis nula de que m_t y y_t son series no estacionarias de orden $I(1)$, mientras que pr_t es probablemente $I(0)$. (Véase el cuadro 1.)

La estimación de la ecuación (1), utilizando al procedimiento de Johansen,⁶ se resume en el cuadro 2⁷ e indica la existencia de dos vectores de cointegración. Estos resultados expresan la presencia de una relación de largo plazo entre las importaciones, el ingreso y los precios relativos.⁸

Si el vector de cointegración asociado con la raíz característica máxima se interpreta como una función de demanda de importaciones se obtiene:

$$m_t = 1.77y_t - .71pr_t \quad (3)$$

Los valores de los coeficientes en la ecuación (3) son consistentes con la teoría económica y permiten explicar las razones

Demand for Imports”, *Review of Economics and Statistics*, núm. 57, 1975, pp. 357-361, y J. M. Sheen, “Structural Change in Import Demand Behavior: The Korean Experience”, *Journal of Policy Modeling*, vol. 15, núm. 2, 1992, pp. 223-227.

4. S. Johansen, “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-254.

5. D. Dickey y W.A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root”, *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, 1981, pp. 1057-1072, y P.C.P. Phillips y P. Perron, “Testing for Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.

6. S. Johansen, *op. cit.*

7. Para las pruebas se utilizó el model PCFiml 8. Véase J.A. Doornik y D.F. Hendry, *PCFiml 8 Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, Thompson Publishing, 1994.

8. Es importante mencionar que Sheen y Athukorala y Menon no encuentran evidencia a favor de la existencia de cointegración entre las series para Japón y Australia. Probablemente debido a que la dinámica de estas economías está poco vinculada a las importaciones. J.M. Sheen, *op. cit.*, y P. Athukorala y J. Menon, “Modeling Manufactured Imports: Methodological Issues with Evidence from Australia”, *Journal of Policy Modeling*, vol. 17, núm. 4, 1995, pp. 667-675.

C U A D R O 1

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variable	ADF(4)	PP(4)
m_t	-0.12	0.34
Δm_t	-3.24	-7.67
y_t	0.66	0.68
Δy_t	-3.65	-17.83
pr_t	-2.77	-2.39
Δpr_t	-3.25	-7.81

ADF(4) = Prueba de Dickey-Fuller Aumentada con cuatro rezagos. D. Dickey y W.A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With Unit Root”, *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, 1981, pp. 1057-1072.

PP(4) = Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos. P.C. P. Phillips y P. Perron, “Testing for Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.

La selección de los rezagos es para eliminar posibles problemas de autocorrelación o heteroscedasticidad.

Período: 1983(1)-1995(4).

C U A D R O 2

ESTADÍSTICOS DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN

Ho = rango = p	-Tlog (1- λ_1)	T-nm	95%	-Tlog (1- λ_{p+1})	T-nm	95%
p==0	24.28*	14.78	21.0	40.85**	24.86	29.7
p<=1	14.16*	8.62	14.0	16.57*	10.09	15.4
p<=2	2.40	1.46	3.8	2.40	1.46	3.8

-Tlog(1- λ_1) = Estadístico de la traza.

-Tlog(1- λ_{p+1}) = Estadístico de la raíz característica máxima.

El número de rezagos incluidos fue de seis con una constante sin restringir. Período: 1984(3)-1995(4).

por las cuales una recuperación económica conduce a un déficit en la balanza comercial, lo que generalmente se agrava por el uso del tipo de cambio como instrumento antiinflacionario que tiende a generar una sobrevaluación. Esto es, el crecimiento económico se traduce en un aumento de las importaciones más que proporcional, lo que genera déficits comerciales crecientes que llevan a frenar el dinamismo económico inicial. En estas condiciones, un elevado y continuo dinamismo económico requiere de fuentes de financiamiento externo.

Estos resultados que implican una relativa elevada elasticidad ingreso y la inelasticidad precio de la demanda de importaciones es consistente con estimaciones previas realizadas para la economía mexicana.⁹ Una excepción, aunque para un caso par-

9. R. Villarreal, “El desequilibrio externo en el crecimiento económico de México, su naturaleza y mecanismo de ajuste óptimo, devaluación, estabilización y liberalización”, *El Trimestre Económico*, vol. XIX, núm. 134, octubre-diciembre de 1974, pp. 775-810.

ticular, son los trabajos de Salas,¹⁰ quien encuentra que las importaciones de bienes de capital son muy sensibles al precio pero no al comportamiento del ingreso. Por su parte, Carone y Sheen¹¹ encuentran también, utilizando métodos de cointegración, que existe una muy alta elasticidad ingreso y una baja elasticidad precio de la demanda de importaciones para Estados Unidos.¹²

La presencia de cointegración entre las importaciones totales, el ingreso y los precios relativos es evidencia a favor de que hay una relación estable de largo plazo entre estas variables, considerando que los residuales de esta combinación lineal son estacionarios (I(0)).¹³ Sin embargo, la condición de exogeneidad débil¹⁴ es rechazada por los datos [$X^2(2)=12.81$ [.001]**]. Este resultado puede estar sesgado debido al tamaño de la muestra¹⁵ y a la presencia de al menos dos vectores de cointegración, lo que reduce el poder de las pruebas debido a la existencia de soluciones múltiples.¹⁶ En el cuadro 3.a del apéndice se incluyen los coeficientes a del procedimiento de Johansen, los cuales sugieren que el rechazo de las condiciones de exogeneidad débil se debe fundamentalmente a la variable de ingreso. Con objeto de confirmar estos resultados sobre exogeneidad débil se procedió a realizar el análisis de superexogeneidad en el modelo econométrico final.¹⁷ Esto es, se busca analizar la condición de exogeneidad débil mediante el estudio de la estabilidad estructural del modelo.

La metodología de lo general a lo específico, utilizando el vector de cointegración interpretado en la ecuación (3) como mecanismo de corrección de errores, indica que es posible obtener un modelo econométrico final que no muestra evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad o donde los errores no rechazan la hipótesis de normalidad.¹⁸ Esto indica que no exis-

te más información sistemática que no esté incluida en el modelo. Además, el mecanismo de corrección de errores es estadísticamente significativo con el signo del coeficiente de acuerdo con la teoría económica.¹⁹

El modelo econométrico final de la ecuación (4) es una reparametrización admisible para los datos ($F(15,20) = 1.16$) del modelo estadístico general y tiene las propiedades estadísticas adecuadas. Asimismo, el modelo tiene un desempeño satisfactorio al simular el comportamiento de los datos reales como lo muestra el coeficiente de determinación ($R^2 = .68$) y no existe evidencia de autocorrelación, heteroscedasticidad o de que los errores no se distribuyan normalmente. Además, todas las variables incluidas son estadísticamente significativas, como lo muestran las pruebas de t .

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & -.25\Delta m_{t-2} + .60\Delta m_{t-4} + 1.75\Delta y_t - 1.08\Delta y_{t-4} \\ t & (-1.84) \quad (3.73) \quad (4.41) \quad (-2.18) \\ & + .35\Delta pr_t - .68\Delta pr_{t-1} - .51ecm_{t-4} \\ & (2.28) \quad (-4.31) \quad (-1.92) \end{aligned} \quad (4)$$

$R^2 = .68$

RSS = .1592

Autocorrelación:

LM(4): $F(4,29) = 2.54$ [.060]

Heteroscedasticidad:

ARCH(4): $F(4,25) = 0.08$ [.987]

Normalidad: JB: $X^2(2) = 1.00$ [.606]

Período: 1986(1)–1995(4)

El modelo econométrico final muestra, en general, una importante estabilidad estructural con algunos problemas concentrados en 1994 y 1995 que pueden considerar años atípicos respecto de la tendencia que había seguido la economía mexicana. Esto es, las pruebas de pronóstico no rechazan la hipótesis nula sobre estabilidad estructural (véase el cuadro 3). Sin embargo, Hansen argumenta que estas pruebas no son concluyentes debido a la selección arbitraria del momento del cambio estructural y al reducido tamaño de la muestra.²⁰

El análisis de los pronósticos de un paso adelante indica que la inestabilidad estructural se concentra en los primeros trimestres de 1994 y 1995, respectivamente (véanse los cuadros 4.a, 5.a y 6.a en el apéndice). Por su parte, las estimaciones recursivas de la ecuación (4) no muestran evidencia de inestabilidad estructural. Las gráficas 1 y 2 indican que la ecuación (4) no tiene tam-

apéndice. Las pruebas fueron realizadas en PCGive 8. Véase J.A. Doornik y D.F. Hendry, *PCGive 8 Interactive Econometric Modeling of Dynamic Systems*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, Thompson Publishing, 1994.

19. R.F. Engle y C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, 1987, pp. 251-276.

20. B.E. Hansen, "Testing for Parameter Instability in Linear Models", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 4, 1992, pp. 517-533.

10. J. Salas, "Estimación de la función de importaciones para México: una revisión 1961-1986", *El Trimestre Económico*, vol. LV, núm. 220, octubre-diciembre de 1988, pp. 819-846, y "Estimación de la función de importaciones para México", *El Trimestre Económico*, vol. XLIX, núm. 194, abril-junio de 1982, pp. 295-335.

11. G. Carone, *op. cit.*, y J.M. Sheen, *op. cit.*

12. En investigaciones previas sobre la demanda de importaciones también han encontrado una alta elasticidad ingreso de las importaciones (M. S. Khan y K. Z. Ross, *op. cit.*) y una baja elasticidad precio de la demanda (P. Athukorala y J. Menon, *op. cit.*, y F. Clavijo y R. Faini, "Differentiating Cyclical and Long Term Income Elasticities of Import Demand", Working Papers, WPS 197, Banco Mundial, Washington, 1989).

13. M. Bahmani-Oskooee y H.J. Rhee, "Structural Change in Import Demand Behavior, The Korean Experience: A Reexamination", *Journal of Policy Modeling*, vol. 19, núm. 2, 1995, pp. 187-193.

14. N.R. Ericsson y J.S. Irons, *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.

15. A.C. Harvey, *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan, Londres, 1990.

16. S. Johansen, *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press, 1995.

17. N.R. Ericsson y J.S. Irons, *op. cit.*

18. Los resultados de las pruebas de especificación del modelo estadístico (A. Spanos, *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge University Press, 1986) general se presentan en el

PRUEBAS DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL

	1995(1)-1995(4)	1994(1)-1995(4)	1993(1)-1995(4)
Pronóstico de Chow	$X^2(4) = 13.46[.009]**$	$X^2(8) = 17.86[.022]*$	$X^2(12) = 16.73[.160]$
Chow	$F(4,29) = 2.24[.088]$	$F(8,25) = 1.63[.165]$	$F(12,21) = 1.09[.414]$

poco evidencia en favor de la existencia de cambio estructural atendiendo a las pruebas de CUSUM, CUSUMQ. Más aún, los residuales recursivos de un paso adelante, de punto de quiebre y de pronóstico de Chow no rechazan la hipótesis de estabilidad estructural de los parámetros (véanse las gráficas 3, 5 y 6). Únicamente la prueba de un paso adelante de Chow señala la presencia de signos de inestabilidad que se concentran en el primer trimestre de 1995 (véase la gráfica 4). Estos resultados son satisfactorios, dado el fuerte proceso de liberalización comercial que se inició a mediados de los ochenta y se caracterizó por la entrada al GATT en 1986, el inicio del TLCAN en 1994 y la brusca reducción del PIB durante 1995. De este modo, el modelo econométrico obtenido es relativamente más estable que otros modelos similares estimados para países como Corea o Japón.²¹

CONCLUSIONES

Los resultados indican que es posible establecer una demanda de largo plazo de las importaciones totales para México como una función de largo plazo del ingreso real y de los precios relativos. La existencia de una elevada elasticidad ingre-

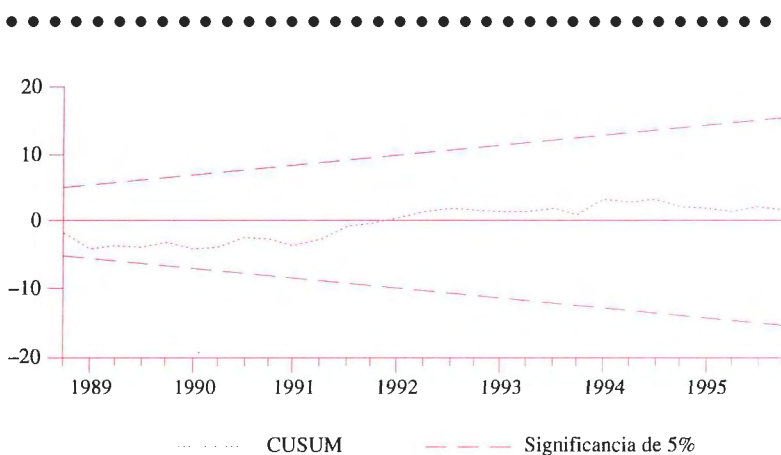
so y una baja elasticidad precio de la demanda de importaciones sugiere que las reducciones recientes en el ritmo de crecimiento de las importaciones parecen corresponder fundamentalmente al comportamiento del ingreso. En este sentido, un objetivo de largo plazo de crecimiento económico requiere una devaluación continua del tipo de cambio real y un financiamiento continuo del exterior para compensar el déficit comercial. Así, el tipo de cambio debe ser fundamentalmente un instrumento de la política comercial y no debe utilizarse como ancla inflacionaria.

El modelo econométrico final tiene las propiedades estadísticas satisfactorias, sin que exista un patrón sistemático en el término de error, lo que significa que toda la información disponible sobre el fenómeno en cuestión está incluida en el modelo. En este sentido, el modelo puede considerarse una adecuada aproximación del proceso generador de información. Sin embargo, si bien el modelo muestra una importante estabilidad estructural hay algunos problemas en los primeros trimestres de 1994 y 1995. Es probable que esa inestabilidad se deba al fuerte proceso de liberalización comercial iniciado a mediados de los ochenta, a la entrada al GATT en 1986, al inicio del TLCAN y a la violenta crisis de 1995, por lo que en general los resultados obtenidos son apropiados.

La estabilidad de los parámetros a lo largo de uno de los períodos más intensos de cambios de la estructura económica mexicana no deja de ser un resultado sorprendente. Ello es muy significativo porque en estos años la participación de las importaciones avanzó en más de un punto porcentual del PIB, al pasar de 5.2% en 1988 (año en el que ya se registra la profundización de la apertura ocurrida en 1987) a 16.3% en 1993. Es probable que el aumento del peso de las importaciones a 18.7% del PIB en 1994 y el brinco a 24.5% en 1995 expliquen los problemas del modelo concentrados en esos años. El carácter atípico al que se hace mención se lo da en particular el violento cambio que experimenta la economía mexicana con la entrada en vigor del TLCAN. Esto hace pensar que, posiblemente, la elasticidad de las importaciones ya no sea la misma cuando se inicia la vigencia del Tratado que la experimentada en el período 1983-1993.

Otros elementos que ofrecen indicios de cambios que obligan a continuar avanzando en el estudio de estos parámetros para

PRUEBA DE CUSUM



21. J.M. Sheen, "Structural Change...", *op. cit.*, y "Japanese Import...", *op. cit.*

México son el peso creciente de las exportaciones en el PIB, que pasan de 2.4 puntos de este indicador entre 1993 y 1994 a más de 12 puntos entre 1994 y 1995, junto con el aumento de las importaciones asociadas a la exportación, que se elevan de 11.6% del PIB en 1993 a 13.3% en 1994 y a 19.6% en 1995.

El extraordinario crecimiento de las exportaciones en el producto nacional y su elevado contenido importado permiten suponer que la elasticidad ingreso de las importaciones es ahora mayor que en el período estudiado y que la baja elasticidad precio de la demanda de importaciones se explica porque las compras en el exterior, fundamentalmente de insumos intermedios, obedecen a una lógica de precios externa a la economía mexicana. A ello se debe la paradoja de que si bien la violenta crisis iniciada en 1994 y la devaluación consiguiente implicaron una reducción de las importaciones en 1995, el peso de éstas en el ingreso aumentó casi 6 puntos del PIB para ese año.

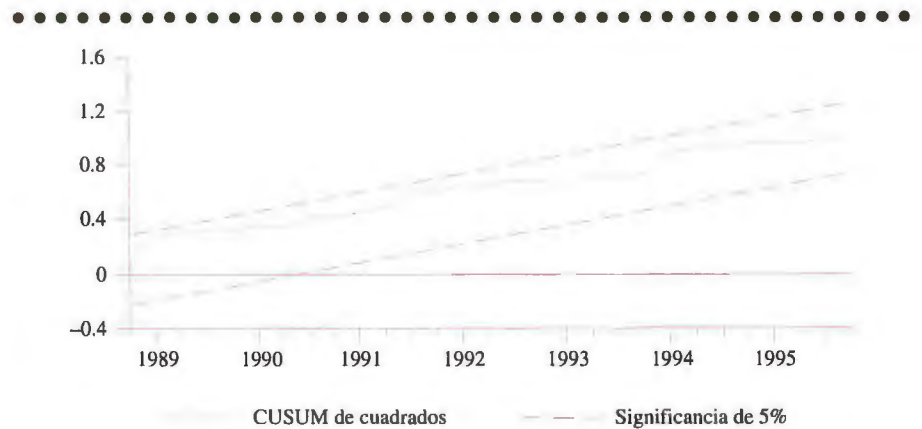
La baja respuesta del modelo a los cambios de precios hace pensar en la posible existencia de una relación “estructural” de la economía mexicana en función de las importaciones. Esto es, sea cual sea el nivel de precios —evidentemente en un rango razonable—, las importaciones, aunque se encarezcan, no son sustituidas por la producción interna, ante la dificultad de generar cadenas productivas o como consecuencia de acuerdos de empresas internacionales. Estos resultados abren el camino al estudio de la información reciente, en particular del período 1995-1998, para avanzar en el conocimiento de los acelerados cambios en el comportamiento de estas variables.

Adicionalmente, el problema del rechazo de la condición de exogeneidad débil debe considerarse en el marco de la estabilidad estructural. Esto es, la exogeneidad débil es una condición que puede también desprenderse de la superexogeneidad que por lo general se asocia con la invarianza en los parámetros.²² Por lo tanto, la inestabilidad de los coeficientes estimados en los dos trimestres de 1994 y 1995 puede estar reflejando en los resultados de la exogeneidad débil. Sin embargo, si se atiende al período de análisis, un rechazo de la estabilidad en sólo dos trimestres se considera satisfactorio. e

22. N.R. Ericsson y J.S. Irons, *op. cit.*

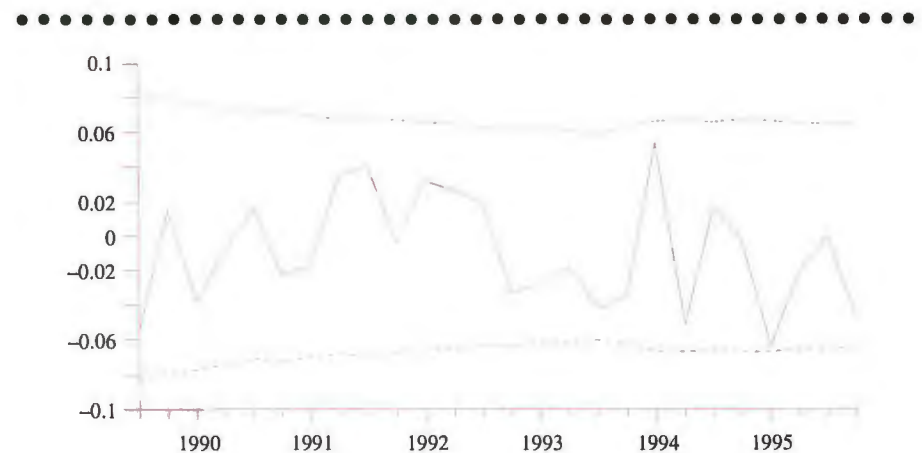
G R Á F I C A 2

PRUEBA DE CUSUM Q



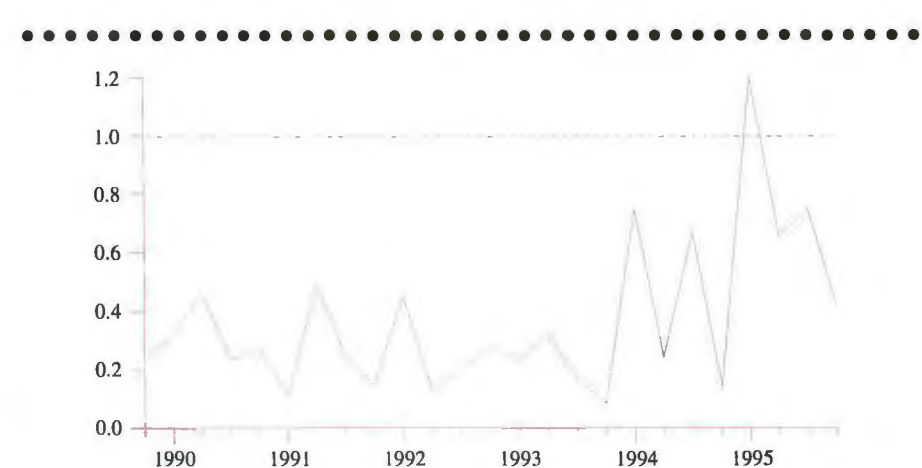
G R Á F I C A 3

ESTIMACIONES RECURSIVAS DE UN PASO ADELANTO



G R Á F I C A 4

ESTIMACIONES RECURSIVAS DE LA PRUEBA DE CHOW (UN PASO ADELANTO)



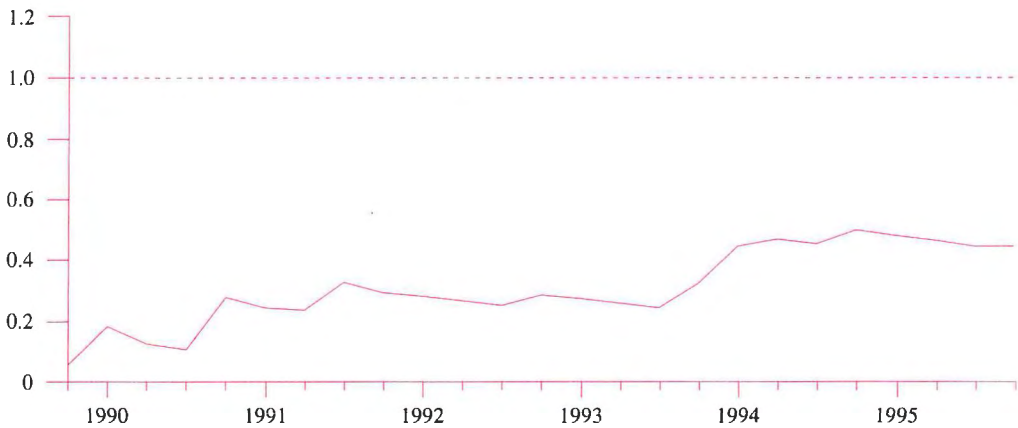
G R Á F I C A 5

ESTIMACIONES RECURSIVAS DE LA PRUEBA DE CHOW (HORIZONTE DE PRONÓSTICO DECRECIENTE)



G R Á F I C A 6

ESTIMACIONES RECURSIVAS DE LA PRUEBA DE CHOW (HORIZONTE DE PRONÓSTICO CRECIENTE)



Apéndice

Pruebas del modelo de vectores autorregresivos

- Autocorrelación
LM(4): F(4,23) = 0.65 [.631]
LM(4): F(4,23) = 1.50 [.233]
LM(4): F(4,23) = 0.24 [.906]
- Heteroscedasticidad
ARCH(4): F(4,19) = 0.25 [.905]

- ARCH(4): F(4,19) = 0.11 [.976]
ARCH(4): F(4,19) = 0.42 [.787]

- Normalidad
JB: X²(2) = 2.08 [.352]
JB: X²(2) = 10.25 [.005]**
JB: X²(2) = 5.58 [.061]
Período 1984(3)-1995(4).
Incluye seis rezagos y una constante sin restringir.

C U A D R O 1.a

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN, VALORES CARACTERÍSTICOS

0.410085
0.265024
0.0509392

C U A D R O 2.b

COEFICIENTES DE BETA ESTANDARIZADOS

m_t	Y_t	Pr_t
1.00	-1.77	0.71
-0.21	1.00	-0.04
0.10	19.36	1.00

C U A D R O 3.a

COEFICIENTES DE ALFA ESTANDARIZADOS

m_t	y_t	pr_t
-0.2634	-2.7589	-0.0116
0.0517	-1.1666	0.0003
-0.3790	-1.2453	0.0047

Pruebas del modelo estadístico general

22 variables con 42 observaciones

$R^2 = .82$

RSS = .0847

$F(21,20) = 4.55[.000]$

• Autocorrelación

LM(4): $F(4,16) = 2.33[.099]$

• Heteroscedasticidad

$F(3,14) = 0.24[.866]$

• Normalidad

JB: $X^2(2) = 0.19[.907]$

Período: 1986(1)-1995(4)

C U A D R O 4.a

ANÁLISIS DE UN PASO ADELANTE

Fecha	Actual	Pronóstico	$m_t - m_t^e$	Pronóstico S.E.	Valor t
1995(1)	-0.3248	-0.1366	-0.1881	0.0817	-2.30
1995(2)	-0.0987	-0.0213	-0.0773	0.0897	-0.86
1995(3)	-0.0075	0.0994	-0.1070	0.0788	-1.35
1995(4)	0.0947	0.1548	-0.0601	0.0761	-0.78

C U A D R O 5.a

ANÁLISIS DE UN PASO ADELANTE DE PRONÓSTICOS

Fecha	Actual	Pronóstico	$m_t - m_t^e$	Pronóstico S.E.	Valor t
1994(1)	0.0077	-0.1159	0.1236	0.0667	1.85
1994(2)	0.5271	0.0836	-0.0309	0.0712	-0.43
1994(3)	-0.0126	-0.0659	0.0532	0.0692	0.76
1994(4)	0.0659	0.0818	-0.0159	0.0682	-0.23
1995(1)	-0.3248	-0.1574	-0.1674	0.0848	-1.97
1995(2)	-0.0987	-0.0196	-0.0791	0.0914	-0.86
1995(3)	-0.0075	0.1111	-0.1187	0.0792	-1.49
1995(4)	0.0947	0.1783	-0.0836	0.0780	-1.07

C U A D R O 6.a

ANÁLISIS DE UN PASO ADELANTE

Fecha	Actual	Pronóstico	$m_t - m_t^e$	Pronóstico S.E.	Valor t
1993(1)	-0.1289	-0.0833	-0.0455	0.0765	-0.59
1993(2)	0.0285	0.0525	-0.0240	0.0712	-0.33
1993(3)	0.0106	-0.0330	0.0436	0.0758	0.57
1993(4)	0.0692	0.1170	-0.0477	0.0732	-0.65
1994(1)	0.0077	-0.1170	0.1248	0.0708	1.76
1994(2)	0.0527	0.0896	-0.0369	0.0768	-0.48
1994(3)	-0.0126	-0.0677	0.0550	0.0746	0.73
1994(4)	0.0659	0.0844	-0.0184	0.0726	-0.25
1995(1)	-0.3248	-0.1654	-0.1593	0.0955	-1.66
1995(2)	-0.0987	-0.0251	-0.0735	0.0987	-0.74
1995(3)	-0.0075	0.1055	-0.1131	0.0846	-1.33
1995(4)	0.0947	0.1806	-0.0859	0.0847	-1.01

Fuentes de información

Los datos utilizados en este trabajo son series trimestrales sin desestacionalizar para el período 1983(1)-1995(4). La información se tomó de los bancos de datos del Banco de México, del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), y del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Variables

- Importaciones totales en millones de nuevos pesos base 1980: *Sistema de Cuentas Nacionales Trimestrales*, INEGI.
- Índice de precios al consumidor para México (base 1994): *Indicadores Económicos*, Banco de México.
- Índice de precios de las importaciones mexicanas (base 1994): *Indicadores Económicos*, Banco de México.
- Tipo de cambio nominal: *Indicadores Económicos*, Banco de México.
- Índice de precios al consumidor de Estados Unidos (base 1994): *International Financial Statistics*, FMI.