

LOS EFECTOS DE LA RECESIÓN ESTADOUNIDENSE Y DEL TIPO DE CAMBIO REAL SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE MÉXICO EN 2001

LUIS MIGUEL GALINDO Y CARLOS GUERRERO DE LIZARDI*

Resumen

El principal objetivo de este trabajo es analizar los efectos de la recesión de Estados Unidos y del tipo de cambio real en el crecimiento económico de México en 2001. La evidencia disponible por medio de un modelo de vectores autorregresivos indica que la desaceleración de la economía estadounidense no explica en lo fundamental la caída del ritmo de crecimiento de México. Por otra parte, hay evidencia para sostener que el tipo de cambio real es una variable fundamental para explicar el comportamiento de la tasa de crecimiento económico.

Clasificación JEL: C50; E17; E27

Recibido: 22 de junio de 2001.

Enviado a dictamen: 4 de julio de 2001.

Aceptado: 22 de agosto de 2001.

La caída del ritmo de crecimiento del PIB, la desaceleración de la economía estadounidense y la “sobreevaluación” del tipo de cambio nominal son quizá los eventos económicos más discutidos en los últimos meses. Los efectos y las relaciones de causalidad entre estas variables son ciertamente un tema de debate abierto. No obstante ello, las principales explicaciones sobre el comportamiento reciente de la economía mexicana incluyen por lo general estos tres acontecimientos económicos. Por ejemplo, las expectativas gubernamentales de crecimiento para el año 2001 descendieron de un valor inicial estimado de 4.5% (*Criterios Generales de Política Económica 2001*), a un rango de entre 2 y 3 puntos porcentuales y posteriormente a un valor entre 0 y 1%, lo que se asoció a diversos factores tales como el efecto negativo del entorno económico mundial en la economía mexicana y la desaceleración del gasto privado (*Programa para Fortalecer la Economía como los Criterios Generales de Política Económica*).

En este sentido, el objetivo de este trabajo es examinar la consistencia analítica de los efectos de la desaceleración estadounidense y el tipo de cambio real en el crecimiento económico de México con base en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con cointegración del producto para el periodo 1990-2000 con información trimestral. Este modelo incluye el producto, el tipo de cambio real, la inversión privada y el nivel de actividad económica de Estados Unidos. Ello permite construir un segundo modelo con base en una especificación en primeras diferencias con un mecanismo de corrección de errores para elaborar distintos escenarios de crecimiento económico para 2001, considerando la información contenida en los *Criterios Generales de Política Económica*, para examinar así su consistencia analítica. Este estudio es en lo fundamental un análisis económico de coyuntura que busca cuantificar e identificar los patrones sistemáticos de comportamiento de algunas variables clave de la economía mexicana pero que no incluye una visión teórica del fenómeno ni un estudio a profundidad de algunas de las relaciones que se mencionan.

El trabajo incluye, en la segunda parte, el marco general y la evidencia empírica y, en la tercera, las conclusiones y los comentarios generales.

* Profesores de la Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México. Agradecemos los comentarios y sugerencias de dos árbitros anónimos. Correo electrónico gapaliza@servidor.unam.mx



Marco general y la evidencia empírica

Los efectos de la desaceleración de la economía estadounidense y del tipo de cambio real en el desempeño económico general de la economía mexicana son ciertamente diversos. En verdad, los principales canales de transmisión de la economía de Estados Unidos a México son los flujos de mercancías y capitales, las tasas de interés y el índice de precios de la bolsa de valores, el nivel de precios o el tipo de cambio [Obstfeld y Rogoff, 1999]. En este sentido, la evidencia empírica apunta claramente a que la recesión estadounidense tiene un efecto negativo en el crecimiento económico de México.

No obstante que se considera que el tipo de cambio real es uno de los principales canales de transmisión de la política monetaria a los precios y al ingreso [Duguay, 1994; Icard, 1994] su impacto neto no es claro. Así, la evidencia empírica disponible para México indica que el tipo de cambio real tiene entre sus principales canales de transmisión a las exportaciones y las importaciones, el nivel de competitividad general de la economía y la inversión o el consumo [Kamin y Rogers, 1997; López y Guerrero, 1998; Kamin y Klau, 1998; Guerrero, 1999-2000]. Sin embargo, cada uno de estos factores reacciona en forma diferenciada e incluso asimétrica a los movimientos del tipo de cambio real.

Así, la dependencia de las exportaciones e importaciones respecto del tipo de cambio real atienden al efecto precio dentro de una función de demanda convencional [Carlin y Soskice, 1991]. El efecto neto estimado para México sugiere que la condición Marshall-Lerner se cumple, por lo que una depreciación del tipo de cambio real mejora el saldo externo [Galindo y Guerrero, 1997; López y Guerrero, 1998].

Los efectos del tipo de cambio real en las variables de demanda interna son múltiples. De hecho, se tiene evidencia empírica para argumentar una relación de largo plazo entre la tasa de interés, el tipo de cambio y el producto. Así, se puede utilizar la estructura de tasas de interés para predecir variaciones en el producto o la in-

flación; también se asocia al tipo de cambio por medio de la paridad descubierta de tasas de interés [Estrella y Harddouvellis, 1991; Mishkin, 1990, y Plosser y Rouwenhorst, 1994]. La presencia de una relación estable de largo plazo entre tasas de interés, tipo de cambio y producto implica también una relación estable con el tipo de cambio real.

Sin embargo, la presencia de efectos positivos y negativos del tipo de cambio real sobre diversas variables macroeconómicas ha conducido a un intenso debate sobre el efecto final neto. Por un lado, la asociación negativa del tipo de cambio real con la mayoría de las variables macroeconómicas condujo a plantear la hipótesis del efecto contractivo de la devaluación real en el nivel de actividad económica. Al respecto, Kamin y Rogers [1997] estimaron un modelo de vectores autorregresivos para la economía mexicana con cuatro variables (producto, inflación, tipo de cambio real y tasa de interés de los bonos del tesoro estadounidense) de donde afirman que “nuestro trabajo econométrico apunta claramente a que, en México, las devaluaciones reales se encuentran asociadas a procesos inflacionarios altos y fuertes y, a contracciones de la actividad económica” (p. 27).¹ Por el contrario, considerando la existencia de una asociación estadística positiva se ha sostenido que la devaluación de la moneda tiene un efecto expansivo en el producto [Kamin y Klau, 1998].

De este modo, siguiendo a Kamin y Rogers [1997] y Kamin y Klau [1998] se estimó un modelo VAR que incluye el producto interno bruto de México (y_t), el tipo de cambio real (ER_t), la inversión privada (IP_t) y el nivel de actividad económica de Estados Unidos (y_{US}). El ER_t se define como:

$$ER_t = EN_t * (P^*/P)_t \quad [1]$$

¹ Si bien su presentación teórica incluye 12 ecuaciones (identidades y no estocásticas) que suman un total de 15 variables, en su ejercicio econométrico sólo usaron tres ecuaciones y, cuatro variables de acuerdo con la relevancia de ellas.

Donde EN_T representa al tipo de cambio nominal, p_t el nivel de precios interno y p_t^* el nivel de precios de Estados Unidos.²

Así, la especificación del VAR utilizada es la siguiente:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_2 ip_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_3 er_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \alpha_4 y_{ut-i} + u_{1t} \quad [2]$$

$$ip_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_2 ip_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_3 er_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_4 y_{ut-i} + u_{2t} \quad [3]$$

$$er_t = \chi_0 + \sum_{i=1}^4 \chi_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \chi_2 ip_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \chi_3 er_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \chi_4 y_{ut-i} + u_{3t} \quad [4]$$

$$y_{ut} = \phi_0 + \sum_{i=1}^4 \phi_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \phi_2 ip_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \phi_3 er_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \phi_4 y_{ut-i} + u_{4t} \quad [5]$$

La selección de variables busca sintetizar los canales de transmisión anteriormente expuestos en una especificación manejable. Las letras minúsculas representan los logaritmos naturales de las variables y de acuerdo con los criterios informativos básicos (verosimilitud, Akaike y Schwarz) las sumatorias corren de uno a cuatro. Las pruebas de raíces unitarias (Dickey-Fuller [1981] y Phillips-Perron [1988]) sintetizadas en el cuadro 1 indican que las cuatro variables se comportan como series no estacionarias I(1), por lo que el sistema modelado es equilibrado.³ Cabe destacar que el orden de integración del tipo de cambio real es relativamente atípico.

La selección del periodo 1990-2000 refleja la profundización de las relaciones económicas entre México y Estados Unidos. En otras palabras, si bien la economía mexicana inició su proceso de liberalización económica en 1985, es hasta la década de los noventa cuando sus efectos estructurales y su sintonía con la economía estadounidense se observa más claramente.

² En rigor, EN y p^* se ponderan de acuerdo con el peso relativo de los socios de México en su comercio exterior. La información contenida en los *Criterios Generales de Política Económica para 2001* nos conduce a emplear la definición convencional del tipo de cambio real.

³ Las fuentes de información son las bases de datos electrónicas del INEGI, Banco de México y la Oficina de Análisis Económico de Estados Unidos (BEA por sus siglas en inglés).

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias

Variables	ADF	PP
Y	1.83	2.17
y	-1.96	-12.85
Ip	1.11	1.37
ip	-2.40	-7.40
Er	-0.69	-0.70
er	-3.01	-9.04
Yu	2.23	7.12
yu	-0.89	-2.14
yu	-4.75	

Notas: ADF = prueba de Dickey Fuller Aumentada.

PP = prueba de Phillips-Perron.

Las pruebas se aplicaron sin intercepto y sin tendencia, con los rezagos determinados por los criterios de información básicos.

Para evitar la posible existencia de autocorrelación la prueba se aplicó con cuatro rezagos.

El valor crítico de MacKinnon al 5% es -1.94.

Periodo: 1990.1-2000.4.

El modelo de vectores autorregresivos propuesto simula adecuadamente el comportamiento real de las variables. La bondad del ajuste (R^2) de las ecuaciones 2 a 5 fue, en el mismo orden, 0.98, 0.94, 0.68 y 0.99.

Las pruebas de cointegración basadas en el procedimiento de Johansen [1988], sintetizadas en el cuadro 2, indican la presencia de dos relaciones de largo plazo entre las variables estudiadas.

Cuadro 2
Estadísticos de la prueba de Johansen

Valores propios	Prueba LR	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	$H_0: rank = P$
0.388934	47.29774	39.89	45.58	$P = 0^{**}$
0.334380	25.62554	24.31	29.75	$P \leq 1^*$
0.156255	7.715929	12.53	16.31	$P \leq 2$
0.005442	0.240115	3.84	6.51	$P \leq 3$

Notas: $(^{**})$ Rechazo de la hipótesis nula al 5% (1%) de significancia.

P: número de vectores de cointegración.

L.R: prueba de razón de máxima verosimilitud.

El VAR incluye cuatro rezagos.

Periodo: 1990.1 - 2000.4.



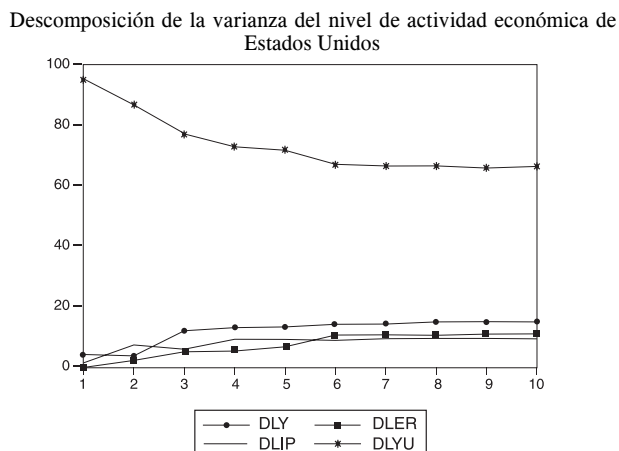
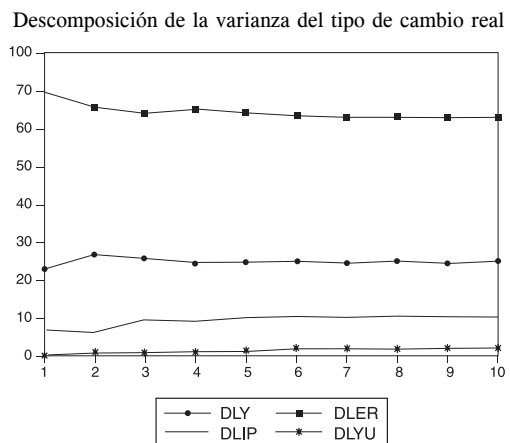
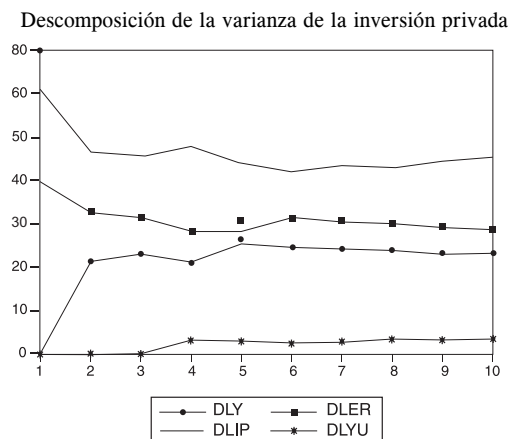
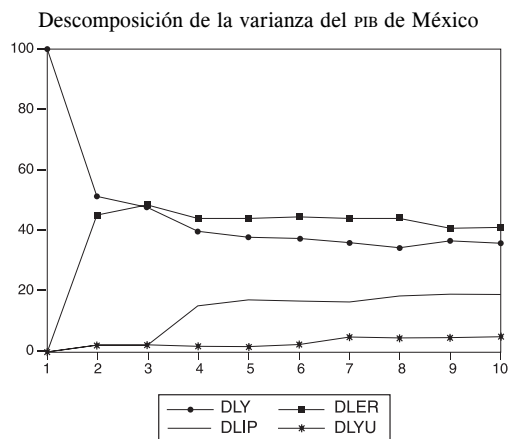
Normalizando al primer vector de cointegración como una ecuación de producto se obtiene la siguiente relación de largo plazo:

$$y = 0.107*ip - 2.657*er + 1.875*yu \quad [6]$$

Los coeficientes de la ecuación 6 tienen los signos esperados aunque deben entenderse como una forma reducida y por tanto sin una interpretación directa. Debe destacarse, sin embargo, que el tipo de cambio real es la variable con mayor impacto en el producto y que también el coeficiente que relaciona al producto de ambos países es bastante alto, lo que refleja, en alguna medida, el proceso de convergencia entre ambas economías. En contraste, el coeficiente de la inversión privada a producto es el menor.

Para evaluar la sensibilidad de los resultados se utilizó el análisis de impulso respuesta en un VAR estable de acuerdo con los módulos de sus raíces características. Previamente se analizó el ejercicio de descomposición de varianza. Los resultados de la aplicación de ésta a los 24 órdenes posibles indicaron la conveniencia de la ordenación de las variables según las ecuaciones 2 a 5, esto es, se verificó que su orden no modificara significativamente los resultados del análisis de dependencia. Cabe destacar que ambos ejercicios de dinámica se realizaron para diez y treinta trimestres respectivamente. En la gráfica 1 se observan los resultados del ejercicio con base en la ordenación del modelo VAR.

Gráfica 1
Descomposición de la varianza del VAR



La gráfica 1 permite observar que la variable con una mayor relación con el resto es el producto mexicano mientras que, como podía esperarse, la menor asociación la tiene el producto estadounidense. Cabe destacar además la importancia del tipo de cambio real para la inversión privada.

El análisis de impulso respuesta permite estudiar la relación entre dos variables dentro de un sistema más amplio como el que se usa en este trabajo. Ello permite incluso sostener en principio la presencia potencial de relaciones de causalidad entre las variables “En el análisis de impulso respuesta si una variable reacciona al impulso de otra variable, se afirma que la segunda causa, en algún sentido, a la primera.” [Lütkepohl, 1991: 43]. En la gráfica 2 se observa el resultado del análisis de impulso respuesta del producto.

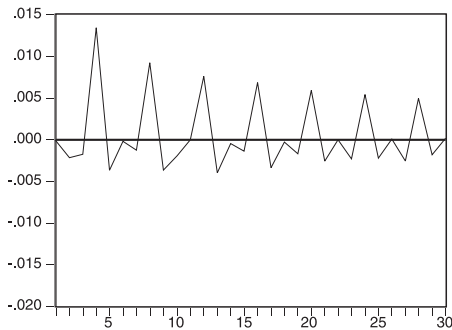
Este ejercicio permite identificar que el producto responde de manera positiva y permanente al estímulo generado por la inversión privada y el producto de Estados Unidos, aunque con un fuerte componente estacional. Por otro lado, indica que si bien en el corto plazo la respuesta del producto a una depreciación del tipo de cambio real es contractiva, iniciando el quinto trimestre resulta expansiva. Este resultado evidencia la disyuntiva al momento de instrumentar la política cambiaria.⁴

El teorema de representación de Granger [Engle y Granger, 1987] permite utilizar al vector de cointegración como mecanismo de corrección de errores en el modelo econométrico final. De este modo, el procedimiento de lo general a lo específico permite obtener el siguiente modelo final:

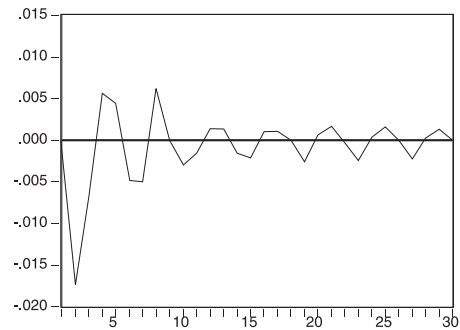
Gráfica 2

Respuesta a una desviación standard de las innovaciones no factorizadas

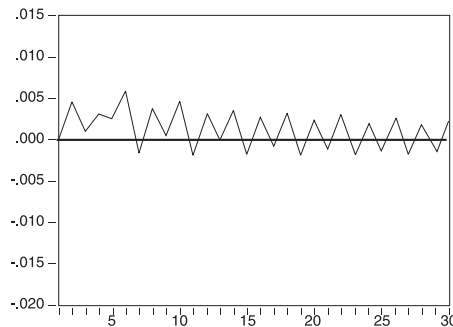
Respuesta del producto al impulso de la inversión privada



Respuesta del producto al impulso del tipo de cambio



Respuesta del producto al impulso de la actividad económica de Estados Unidos



⁴ Kaminsky, Lizondo y Reinhart [1998] indicaron que las variables que mejor anticipan consistentemente una crisis son la desregulación bancaria, la inflación de los mercados bursátiles y el rezago en el ajuste del tipo de cambio real.



$$y_t = 0.6*y_{t-1} + 0.13*ip_t - 0.11*ip_{t-1} - 0.05*er_t + 0.3*yu_t \quad [7]$$

$$(t) \quad (6.5) \quad (8.4) \quad (-4.8) \quad (-2.1) \quad (4.3)$$

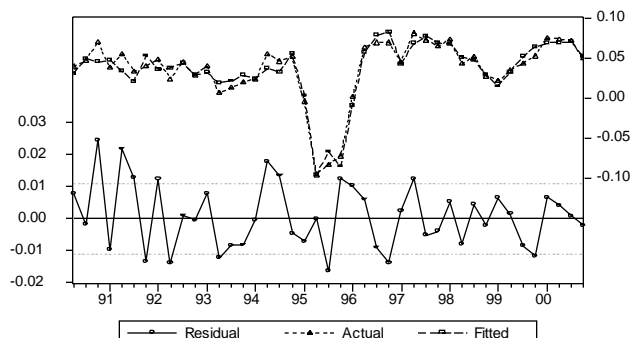
$$- 0.05*F9502_t - 0.51*MCE_{t-1}$$

$$(-3.1) \quad (-2.8)$$

$$R^2 = 0.93$$

La ecuación 7 modela a las primeras diferencias de las variables e incluye al mecanismo de corrección de errores (MCE) y a una variable binaria que capta el efecto negativo de la última crisis financiera (F9502). Así, la ecuación 7 evita la crítica de regresión espuria. El modelo reproduce adecuadamente el comportamiento de la tasa de crecimiento del producto (véase la gráfica 3) y, como se muestra en el cuadro 3, es sólido desde el punto de vista estadístico.

Gráfica 3
Valores reales y simulados del producto



Cuadro 3

Pruebas de diagnóstico del modelo econométrico final

Durbin-Watson	2.23
Jarque-Bera	0.42 (p = 0.79)
Breusch-Godfrey	2 rezagos (p = 0.91)
Breusch-Godfrey	3 rezagos (p = 0.40)
Breusch-Godfrey	4 rezagos (p = 0.52)
ARCH	1 rezago (p = 0.58)
ARCH	2 rezagos (p = 0.98)
ARCH	3 rezagos (p = 0.69)
ARCH	4 rezagos (p = 0.82)
White	Sin ordenada (p = 0.29)
White	Con ordenada (p = 0.27)
Reset	1 rezago (p = 0.22)
Reset	2 rezagos (p = 0.03)
Reset	3 rezagos (p = 0.05)
Reset	4 rezagos (p = 0.04)

En los *Criterios Generales de Política Económica* se establecía para 2001 una tasa de crecimiento del producto de 4.5%. Simulando la ecuación 7 conforme a los supuestos utilizados en aquel documento (véase el cuadro 4) se observa que el aumento del producto ascendería a 4.16%. Suponiendo que en Estados Unidos el crecimiento de 2% del primer trimestre se sostiene el resto del año, entonces la tasa de crecimiento del producto en México sólo ascendería al 3.74%. Esto significa que la pérdida de crecimiento llegaría a casi medio punto porcentual.

Por desgracia en el *Programa para Fortalecer la Economía* sólo se anota el crecimiento esperado de la economía mexicana, y no los valores esperados del resto de las variables que lo apoyan, lo que dificulta un análisis de consistencia. De esta forma se procedió a elaborar un escenario económico razonablemente consistente con la tasa de 3.74%. Para ello se supuso que las variables de la economía estadounidense —crecimiento del producto e inflación— se comportarían de acuerdo con las estimaciones incluidas en la propuesta de presupuesto presentada recientemente por George W. Bush ante la Cámara de Representantes [*El País*, 10 de abril de 2001, p. 6]. En el caso de la inflación y el tipo de cambio nominal en México, se estimaron modelos ARIMA con funciones de transferencia. Así, la inversión privada se utiliza como variable de ajuste a la baja para hacerla consistente con el crecimiento anual propuesto.⁵ En 2000 el tipo de cambio real medio ascendió a 3.46 pesos por dólar. Por tanto —a diferencia de las cifras oficiales—, las cifras corregidas indican que durante 2001 el peso se apreciará respecto al dólar. Según la ecuación 7 y empleando las cifras corregidas, el crecimiento de la actividad económica alcanzaría una tasa de 3.86 por ciento.

Este resultado indica que las causas de la caída de la tasa de crecimiento económico en México no pueden asociarse fundamentalmente a la desaceleración de la economía estadounidense. Por el contrario, la pérdida de más de tres puntos porcentuales, para ubicar la tasa de creci-

⁵ La prueba de exogeneidad débil fue rechazada por los datos $[X2(3)=9.7838 (0.0205)**]$ lo que implica que la formación estadística de las variables incluidas en el modelo de vectores autorregresivos no es independiente. Así, los resultados tienen que tomarse con la necesaria precaución.



miento entre 0 y 1% se debe al comportamiento de factores internos, como la contracción de la inversión y al riesgo que sienten los operadores económicos ligado a la sobrevaluación del tipo de cambio real. En este sentido, si bien la recuperación de la actividad económica en Estados Unidos tendrá efectos positivos en la economía mexicana, éstos no deberán exagerarse. Por el contrario, la recuperación del crecimiento en México requiere además del impulso de la economía estadounidense, del realineamiento de variables clave, como el déficit fiscal, el tipo de cambio real, el financiamiento al consumo y la inversión y el impulso de la tasa de ahorro interno.

Cuadro 4
Supuestos de los escenarios macroeconómicos

<i>Variables</i>	<i>CGPE 2001</i>	<i>Cifras corregidas</i>
Tipo de cambio nominal medio anual (p/d) ¹	10.1	9.5
Inflación en México (dic.- dic. %)	6.5	6.8
Inflación en Estados Unidos (dic.- dic. %)	2.5	2.7
Tipo de cambio real (p/d)	3.47	3.26
Crecimiento de la inversión privada (%)	8.7	3.9
Crecimiento económico en Estados Unidos (%)	3.0	2.4

¹p/d: pesos por dólar

Conclusiones

El análisis econométrico sugiere que el patrón de crecimiento económico depende, en primer lugar, del comportamiento del tipo de cambio real —por su impacto en las variables macroeconómicas reales y financieras más relevantes— y, en segundo, del desempeño de la economía de Estados Unidos. Específicamente, para 2001 y los años próximos inmediatos, el riesgo para la economía mexicana no radica en la desaceleración productiva del vecino país del norte sino en el comportamiento del tipo de cambio real. Ya el año pasado, según la CEPAL, el valor real del peso era “similar al que prevalecía antes de la crisis cambiaria de 1994”. Sin embargo, el *Programa para Fortalecer la Economía* no aborda el peligro que supone la pérdida acumulada de competitividad de la

economía mexicana desde 1996. Parece que las autoridades económicas continúan utilizando al tipo de cambio nominal como ancla inflacionaria en lugar de instrumentar una política de tipo de cambio real menos riesgosa que implicaría un crecimiento económico con una leve inflación a cambio de un ciclo económico más estable y sin una disminución del producto en su fase recesiva [Mántey, 1999].

Las simulaciones realizadas sugieren que si bien la desaceleración de la economía estadounidense es un factor importante para explicar la caída del dinamismo de la economía mexicana no es el más importante. En efecto, simulando el modelo con la desaceleración de la economía estadounidense y manteniendo los comportamientos históricos de otras variables se observa que con este escenario el crecimiento se ubicaría por arriba de 3% anual. Por ello una tasa menor está probablemente asociada al comportamiento de variables internas, a los cambios en los precios relativos, incluyendo el tipo de cambio real, y a los ajustes de los flujos de fondos, entre otras variables y la falta de coordinación entre las políticas fiscales y monetarias. Así, la recuperación del crecimiento económico en México requiere definir una estrategia clara basándose en los equilibrios y la evolución futura de las variables internas.

Referencias bibliográficas

- Carlin, W., y D. Soskice [1990], *Macroeconomics and the Wage Bargain*, Oxford University Press.
- CEPAL [2000], *Balance preliminar de las economías de América Latina y el Caribe* <www.eclac.cl>.
- Dickey, D., y W.A. Fuller [1988], “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root”, *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.
- Duguay, P. [1994], “Empirical evidence on the strength of the monetary transmission mechanism in Canada”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 33, pp. 39-61.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger [1987], “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.



- Estrella, A., y G.A. Hardovuvellis [1991], “The term structure as a predictor of real economic activity”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 46, pp. 555-576.
- Galindo, L.M., y C. Guerrero [1997], “Factores determinantes de la balanza comercial en México, 1980-1995”, *Comercio Exterior*, vol. 47. núm. 10, octubre, pp. 789-794.
- Galindo, L.M. [1993], “Los determinantes de corto y largo plazo del consumo en México: un análisis con mecanismo de corrección de errores y cointegración”, *Investigación Económica*, vol. LIII, núm. 206, octubre-diciembre, pp. 177-208.
- Guerrero, C. [1999-2000], “La función inversión en México, 1980-1998”, *Economía Informa*, núm. 283, diciembre-enero, pp. 25-35.
- Icard, A. [1994], “The transmission of monetary policy in an environment of deregulation and exchange rate stability”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, pp. 87-103.
- Johansen, S. [1988], “Statistical Analysis of Co-integrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 12, pp. 231-54.
- Kamin, Steven B., y John H. Rogers [1997], “Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: an Application to Mexico”, *International Finance Discussion Papers*, núm. 580, Board of Governors of the Federal Reserve Bank, may.
- Kamin, Steven B., y Marc Klau [1998], “Some Multi-Country Evidence on the Effects of Real Exchange Rates on Output”, *International Finance Discussion Papers*, núm. 611, Board of Governors of the Federal Reserve Bank, may.
- Kaminsky, G. L., S. Lizondo y C.M. Reinhart [1998], “Leading Indicators of Currency Crises”, *IMF Staff Papers*, vol. 45, núm 1, marzo.
- López, J., y C. Guerrero [1998], “Crisis externa y competitividad de la economía mexicana”, *El Trimestre Económico*, vol. LXV (4), núm. 260, octubre-diciembre, pp. 582-598.
- Lütkepohl, Helmut [1991], *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- Mántey, Guadalupe [1999], “Políticas monetaria y cambiaria para el crecimiento con flujos de capital externo volátiles”, *Comercio Exterior*, vol. 49, núm. 5, pp. 445-54.
- Mishkin, F.S. [1990], “What does the term structure tell us about future inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 25, pp. 77-95.
- Obstfeld, M., y K. Rogoff [1999], *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- Phillips, P.C.P., y P. Perron [1988], “Testing for Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Plosser, C.I., y K.G. Rouwenhorst [1994], “International term structure and real economic growth”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 33, pp. 133-155.

