

Factores determinantes del saldo de la balanza comercial en México, 1989-1998



ROGELIO VARELA LLAMAS*

Desde la crisis de 1982 la economía mexicana ha impulsado un proceso de apertura que ha significado grandes esfuerzos en materia de negociación y diversificación comerciales. En los primeros años de los ochenta se comenzó a racionalizar la protección, lo que implicó tasas arancelarias y permisos previos más flexibles en algunos sectores. En 1986 esta política adquirió un impulso renovado con la incorporación de México al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT), que aceleró la eliminación de las barreras arancelarias a la movilidad de mercancías.¹ Ambos procesos propiciaron que muchos sectores y ramas de la economía participaran en la dinámica del comercio bilateral y multilateral. En el actual decenio la política comercial ha trascendido la apertura unilateral con la firma en 1994 del tratado comercial entre Canadá, Estados Unidos y México, que reafirma la importancia del comercio exterior en el desarrollo económico del país. En el presente trabajo se analizan los factores determinantes de la balanza comercial del primer trimestre de 1989 al primero de 1998 para medir relaciones de causalidad entre la variable de estudio y los PIB de México y Estados Unidos y el tipo de cambio real.

MODELO DE ECONOMÍA ABIERTA

Desde la perspectiva teórica de una economía abierta, la balanza comercial es un registro sistemático que contabiliza todas las exportaciones y las importaciones de mercancías y forma parte de la cuenta corriente, que a su vez incluye la balanza de servicios y de transferencias. Esta cuenta aunada a

la de capitales conforma la balanza de pagos que en general describe las relaciones comerciales y financieras de un país con el resto del mundo.²

Una balanza comercial deficitaria significa que las importaciones son mayores que las exportaciones. Por ende se tiende a generar un desequilibrio externo que se puede manifestar en una disminución de las reservas internacionales y en consecuencia en presiones en el tipo de cambio nominal. Por el contrario, cuando se presenta un superávit las exportaciones sobrepasan a las importaciones y se acumulan reservas internacionales, se reducen las presiones en el tipo de cambio nominal y se produce un mayor crecimiento del producto con efectos positivos en el empleo y los ingresos.³

En el marco de la globalización económica, el saldo de la balanza comercial permite medir el grado de integración de la economía nacional en la mundial, así como evaluar el desempeño de la política comercial como medio para fomentar el comercio exterior y su diversificación. De acuerdo con un modelo de economía abierta que supone la libre movilidad de mercancías, el saldo de la balanza comercial depende de la diferen-

Nisso, S. Loaeza y N. Lustig (eds.), *México: auge, crisis y ajuste*, Fondo de Cultura Económica, México, 1993.

2. M. Chacholiades, *Economía internacional*, McGraw-Hill, 2a. ed., México, 1992, p. 340.

3. J.S.L. Mc Combie, "Economic Growth, Trade Interlinkages, and the Balance of Payments Constraint", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 15, núm. 4, 1993.

1. A.L. Bravo, "La apertura comercial, 1983-1988, contribución al cambio estructural de la economía mexicana", en C. Brazdrech, B.

* Profesor de tiempo completo de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Baja California, Unidad Tijuana <rvarela@costa.tiju.uabc.mx>.



En el marco de la globalización económica, el saldo de la balanza comercial permite medir el grado de integración de la economía nacional en la mundial, así como evaluar el desempeño de la política comercial como medio para fomentar el comercio exterior y su diversificación

cia entre exportaciones e importaciones y específicamente del comportamiento que asuman las variables que las determinan.⁴

Las determinantes de las exportaciones (X) son el ingreso exterior (Y*) y el tipo de cambio real (TCR), mientras que las de las importaciones (N) son el ingreso nacional (Y) y el tipo de cambio real (TCR).⁵ Considerando el modelo de Mundell y Fleming la ecuación por estimar es: $SBC = Xf(Y^*, TCR) - Nf(Y, TCR) = f(Y, Y^*, TCR)$. En el caso del ingreso exterior el cálculo se efectúa considerando el PIB de Estados Unidos con la premisa de que es el principal socio comercial; en cuanto al ingreso nacional, se utiliza el PIB de México y el tipo de cambio real se calcula con base en el tipo de cambio nominal (TCN) y la inflación de México (π) y Estados Unidos (π^*) con el mismo año base.⁶

Si el producto exterior se incrementa, las exportaciones nacionales tienden a crecer y con ello el saldo de la balanza comercial, es decir: aumenta el superávit o se reduce el déficit, lo que

4. C. C. Mansell, *Las nuevas finanzas en México*, IMEF-ITAM, 1a. ed., México, 1992, p. 96.

5. R. Dornbusch y F. Stanley, *Macroeconomía*, Mc Graw-Hill, 5a. ed., México, 1995.

6. B. Balassa, "The Purchasing Power Parity Doctrine: a Re-appraisal", *Journal of Political Economy*, diciembre de 1964.

significa que entre Y* y SBC hay una relación directa. Si el tipo de cambio real se incrementa (más pesos por dólar), las exportaciones también crecen, lo que ocasiona que el saldo comercial aumente y de esta forma se defina una relación directa entre TCR y SBC. Al crecer el producto nacional las importaciones se elevan y el saldo comercial se reduce, presentándose un déficit y con ello una relación inversa entre Y y SBC.

ESTIMACIÓN DEL MODELO

La información asociada a la variable del PIB de México (PIBM) está valorada en millones de pesos a precios constantes de 1993 y los datos provienen del Sistema de Cuentas Nacionales; el de Estados Unidos (PIBU) está representado en millones de dólares y la fuente es la OCDE (Department of Economics and Statistics). El tipo de cambio real se calculó según los criterios establecidos por la teoría de la paridad del poder de compra y se utiliza información del Banco de México (*Indicadores de México*). El saldo de la balanza comercial está valorado en millones de dólares y contabilizado a precios LAB; las cifras tienen como fuente la SHCP, el Banco de México y el INEGI. Con la información de estas variables trimestrales desde el primer trimestre de 1989 hasta el primero de 1998, se construyen las series de tiempo y se realiza el análisis de regresión. Para calcular las relaciones cuantitativas entre las variables descritas se plantean dos modelos econométricos, uno con valores originales y otro con expresión logarítmica. La función por estimar en el primer caso es la siguiente:

$$SBC = f [PIBM, PIBU, TCR]$$

Planteada en términos de una ecuación con un rezago en el tipo de cambio real, se tiene la siguiente expresión matemática:

$$SBC_t = \alpha_0 + \alpha_1 PIBM_t + \alpha_2 PIBU_t + \alpha_3 TCR_{t-1} \quad \alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0 \quad [1]$$

De acuerdo con los componentes del saldo de la balanza comercial, la ecuación [1] se representa parcialmente como:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 PIBU_t + \alpha_2 TCR_t \quad \alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0 \quad [2]$$

$$N_t = \alpha_0 + \alpha_1 PIBM_t + \alpha_2 TCR_t \quad \alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0 \quad [3]$$

Una segunda función que se considera para estimar la variable dependiente es:

$$X/N = f [PIBM, PIBU, TCR, DUMMY]$$

Expresada en términos de elasticidad se obtiene la siguiente ecuación de predicción:

$$LX/N_t = \beta_0 + \beta_1 LPIBM_t + \beta_2 LPIBU_{t-2} + \beta_3 LTCR_{t-1} + \beta_4 DUMMY_t \quad \beta_1 < 0, \beta_2 \text{ y } \beta_3 > 0 \quad [4]$$

C U A D R O 1

PRUEBAS ECONOMETRICAS

Normalidad

Jarque-Bera (J-B) de normalidad de residuos
F-estadístico = 3.167, probabilidad = 0.2053

Autocorrelación

Correlación serial LM (multiplicador de Lagrange)
LM_{1,1}: F-estadístico = 0.0011 probabilidad = 0.974
LM_{1,2}: F-estadístico = 0.0598 probabilidad = 0.942
LM_{1,3}: F-estadístico = 0.4020 probabilidad = 0.752
LM_{1,4}: F-estadístico = 0.4120 probabilidad = 0.798

Heterocedasticidad

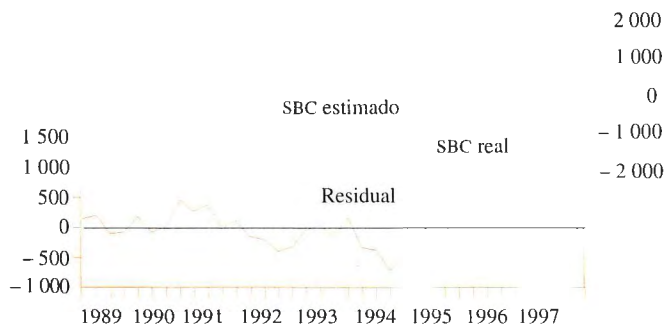
Arch_{1,3}: F-estadístico = 2.404 probabilidad = 0.087
Arch_{1,4}: F-estadístico = 1.852 probabilidad = 0.146
White: F-estadístico = 2.041 probabilidad = 0.090

Cambio estructural

CUSUM: no hay cambio estructural en el largo plazo
CUSUMQ: hay cambio estructural en el período 1992-1994

G R Á F I C A 1

AJUSTE DE LA ECUACIÓN [1]



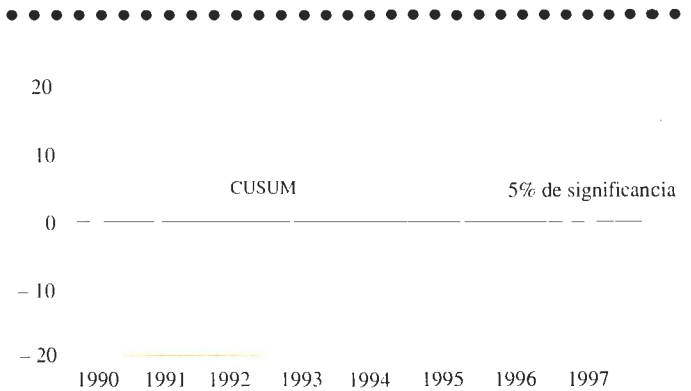
En esta ecuación logarítmica [4] se introduce TCR_{t-1} como variable explicativa con un trimestre rezagado; además se considera el PIB de México y Estados Unidos, este último con dos trimestres rezagados. La variable *dummy* se incluye con el propósito de desestacionalizar X/N para tener mayor precisión del efecto de las variables independientes en la variable por explicar.

ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS ECONOMETRICOS

De acuerdo con los resultados de la ecuación [1], el estimador α_1 indica que entre el producto nacional y el saldo de la balanza comercial hay una relación inversa, lo cual implica que a medida que se genera un mayor crecimiento económico se provoca un desequilibrio en el sector externo mediante

G R Á F I C A 2

PRUEBA CUSUM PARA LA ECUACIÓN [1]



un incremento de las importaciones. Por el contrario, el estimador α_2 señala que entre el producto de Estados Unidos y el saldo comercial hay una relación directa, ya que el efecto positivo del crecimiento del producto en las exportaciones nacionales permite que la balanza comercial mantenga o incremente el superávit.

El estimador α_3 expresa que el crecimiento del saldo comercial también obedece a alzas en el tipo de cambio real de un trimestre anterior, lo que permite inferir que la subvaluación cambiaria con un trimestre de rezago tiene efectos positivos en las exportaciones netas. En consecuencia el signo numérico que asume cada uno de los parámetros es congruente con las hipótesis de que $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 > 0$ y $\alpha_3 > 0$. El informe de regresión para el caso de la ecuación [1] es:

$$SBC_t = -7141.886 - 0.002639(PIBM_t) + 0.951569(PIBU_t) \\ (-6.754706) \quad (-1.791740) \quad (2.535128) \\ + 955.7272(TCR_{t-1}) \\ (6.276706)$$

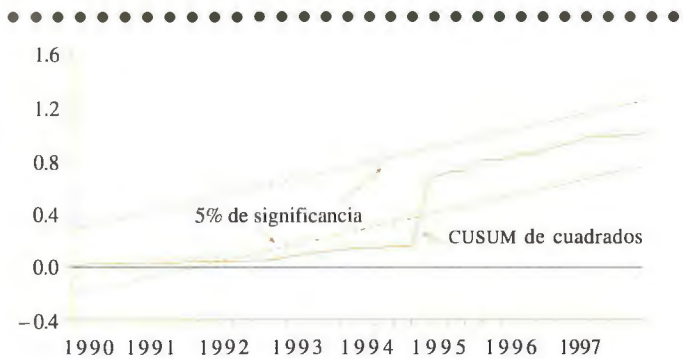
$$R^2 \text{ adj} = 0.79 \quad D - W = 1.98 \quad F = 45.89 \quad GL = 32$$

El coeficiente de determinación múltiple (R^2) indica que hay un buen ajuste entre los valores observados y estimados, ya que aproximadamente 79% de los cambios ocurridos en el saldo de la balanza comercial tiene que ver con las variaciones en el $PIBM_t$, $PIBU_t$ y TCR_{t-1} , variables que de acuerdo con el estadístico-t son estadísticamente significativas. El estadístico $D - W$ permite afirmar que no hay problema de autocorrelación de primer orden, lo que significa que las perturbaciones μ_i y μ_j no están correlacionadas serialmente y por tanto se mantiene inalterado el supuesto de mínimos cuadrados de que $E(\mu_i, \mu_j) = 0$.⁷

7. G.S. Maddala, *Introducción a la econometría*, Prentice Hall, 2a ed., México, 1996.

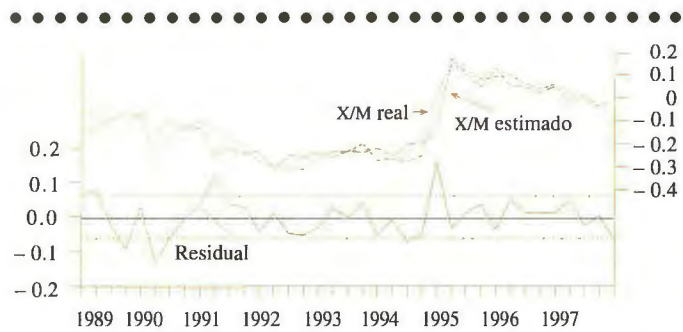
G R Á F I C A 3

PRUEBA CUSUMQ PARA LA ECUACIÓN [1]



G R Á F I C A 4

AJUSTE DE LA ECUACIÓN [4]



C U A D R O 2

PRUEBAS ECONÓMICAS

Pruebas econométricas

Normalidad

Jarque-Bera de normalidad de residuos

F-estadístico = 1.112, probabilidad = 0.573

Autocorrelación

Correlación serial LM (multiplicador de Lagrange)

LM₁₋₁: F-estadístico = 0.051 probabilidad = 0.823

LM₁₋₂: F-estadístico = 0.048 probabilidad = 0.953

LM₁₋₃: F-estadístico = 0.104 probabilidad = 0.957

LM₁₋₄: F-estadístico = 1.401 probabilidad = 0.259

Heterocedasticidad

Arch₁₋₁: F-estadístico = 0.222 probabilidad = 0.640

Arch₁₋₂: F-estadístico = 0.131 probabilidad = 0.878

Arch₁₋₃: F-estadístico = 0.170 probabilidad = 0.916

Arch₁₋₄: F-estadístico = 0.299 probabilidad = 0.876

White: F-estadístico = 0.284 probabilidad = 0.918

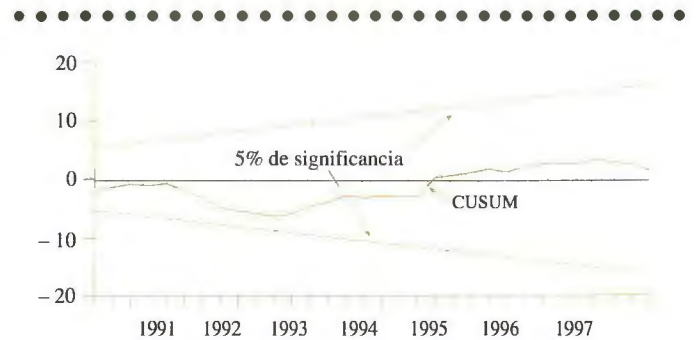
Cambio estructural

CUSUM: no hay cambio estructural en el largo plazo

CUSUMQ: no hay cambio estructural en el largo plazo

G R Á F I C A 5

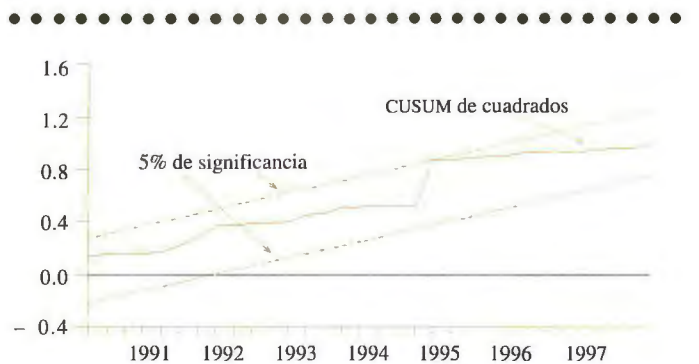
PRUEBA CUSUM PARA LA ECUACIÓN [1]



Los resultados del cuadro 1 indican que el modelo pasa la prueba J-B de normalidad de residuo. La prueba de autocorrelación LM con uno hasta cuatro rezagos confirma que no hay correlación serial entre las perturbaciones estocásticas del modelo. La prueba Arch y White con tres y cuatro rezagos no reconocen la presencia de heterocedasticidad. La interpretación es que el modelo tiene estimadores eficientes y por tanto lineales e insesgados. En cuanto a problemas de cambio estructural en los parámetros, la prueba CUSUM muestra que en el período de estudio no hay distorsión en la relación funcional, mientras que la prueba CUSUMQ reconoce dicho problema en el período del tercer trimestre de 1991 al cuarto de 1994.

G R Á F I C A 6

PRUEBA CUSUMQ PARA LA ECUACIÓN [4]



Con relación al segundo modelo se observa que las relaciones de causalidad también concuerdan con la perspectiva teórica de Mundell y Fleming, es decir, los parámetros del modelo logarítmico son consistentes de acuerdo con el criterio de los signos. Los resultados de la ecuación [4] son los siguientes:



El análisis de las determinantes del saldo de la balanza comercial permite concluir que el PIB de México influye significativamente en la evolución del déficit comercial debido al efecto que tiene en el crecimiento de las importaciones

$$\begin{aligned}
 LX/M_t &= 8.985495 - 0.713332(LPIBM_t) + 2.064848(LPIBU_{t-2}) \\
 &\quad (-4.477071) \quad (-2.075216) \quad (4.444811) \\
 &\quad + 0.540099(LTCR_{t-1}) + 0.038802(DUMMY_t) \\
 &\quad (4.564200) \quad (1.815148)
 \end{aligned}$$

$$R^2 \text{ adj} = 0.82 \quad D-W = 1.86 \quad F = 40.89 \quad GL = 30$$

El estimador β_1 señala que los cambios relativos que se producen en el aumento del producto nacional afectan negativamente el cociente X/M y por consiguiente se genera un déficit comercial. En el caso del estimador β_2 la relación de causalidad es diferente, ya que X/M se ve afectado positivamente por el impacto que se manifiesta en el producto de Estados Unidos en dos trimestres anteriores.

Al observar β_3 se asume que el comportamiento de TCR rezagado en un trimestre afecta directamente X/M en el período corriente. Así pues, al constatar estas relaciones entre variables se aceptan las hipótesis de que $\beta_1 < 0$ y $\beta_2, \beta_3 > 0$. Respecto a la significancia estadística, todas las variables son explicativas ya que así lo indica la prueba t-estadístico y F-general, donde se rechaza la hipótesis nula de que los estimadores son igual que cero y se acepta la hipótesis alternativa de que $\beta_1, \beta_2, \beta_3 \neq 0$.

El coeficiente de determinación múltiple $R^2 \text{ adj}$ indica que alrededor de 82% de las variaciones en X/M son generadas por cambios relativos en las variables independientes. El estadístico D-W no confirma autocorrelación de primer orden; en consecuencia se mantiene inviolable el supuesto de que las perturbaciones del modelo están correlacionadas. La prueba J-B no asume que hay problemas de normalidad y la LM con uno hasta cuatro rezagos tampoco reconoce autocorrelación de orden mayor a uno. La prueba Arch con uno hasta cuatro rezagos rechaza la existencia de heterocedasticidad como también la prueba White. Esto significa que el supuesto de homocedasticidad $E(\mu^2) = \sigma^2$ permanece inalterado y por tanto los estimadores son MELI de acuerdo al teorema de Gauss-Markov. La prueba CUSUM arroja resultados satisfactorios que revelan estabilidad estructural en los parámetros a largo plazo; aunado a ello la prueba CUSUMQ reconfirma que la relación funcional es estable.

CONCLUSIONES

El análisis de las determinantes del saldo de la balanza comercial permite concluir que el PIB de México influye significativamente en la evolución del déficit comercial debido al efecto que tiene en el crecimiento de las importaciones. Esto implica la persistencia de un problema estructural que significa que la actividad exportadora está muy articulada a la dinámica importadora; de ahí la tendencia a tener desequilibrios comerciales recurrentes. Así, se infiere que en períodos de recesión interna las importaciones descienden y el saldo comercial mejora, no obstante el efecto negativo que se produce en el empleo y las expectativas de bienestar.

El PIB de Estados Unidos también incide en la evolución de la balanza comercial, ya que cuando el ciclo económico de esta economía se encuentra en auge, las exportaciones nacionales crecen y con ello disminuye el déficit comercial. En este sentido, el superávit está muy ligado a las fases de expansión del vecino país y principal socio comercial de México. Además, las exportaciones netas están íntimamente relacionadas al comportamiento del tipo de cambio real, ya que si éste se deprecia el saldo comercial aumenta y si se aprecia tiende a descender. En consecuencia, si las exportaciones netas dependen de modo significativo de la paridad cambiaria, entonces indirectamente se ven afectadas por los diferenciales inflacionarios entre México y Estados Unidos y el efecto de los choques externos.

Esto significa que las variaciones en el saldo de la balanza comercial pueden obedecer a problemas de orden estructural relacionados con la ausencia de encadenamientos productivos o bien a factores coyunturales que pueden alentar la volatilidad cambiaria. En suma, mantener en equilibrio la balanza comercial requiere mantener un tipo cambio competitivo con la lógica de un régimen de flotación y además el impulso de un proceso de reconversión industrial que permita que las empresas con planes de exportación fomenten la productividad, eficiencia y competitividad.