

70.
29

ESTA TESIS NO SALE
DE LA BIBLIOTECA



**UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA
DE MÉXICO**

FACULTAD DE ECONOMÍA

**INDICADORES DE VULNERABILIDAD EN EL TIPO
DE CAMBIO: EL CASO DE MÉXICO 1990-1998**

**Tesis para obtener el Título de
LICENCIADO EN ECONOMÍA**

**Que presenta:
JAVIER VEGA GODÍNEZ**

2725 24

DIRECTOR DE TESIS: MTRO. EDDY LIZARÁZU ALANÉZ



CD. UNIVERSITARIA

AGOSTO, 1999.

**TESIS CON
FALLA DE ORIGEN**



Universidad Nacional
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

Biblioteca Central



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

AGRADECIMIENTOS

Es una labor ardua agradecer a toda la gente que apoyó la elaboración y conclusión del presente trabajo. Sin embargo, asumiendo el riesgo, agradezco la paciencia y ayuda desinteresada de los profesores Eddy Lizarázu y Vicente Cell. La amistad y el cariño de todas aquellas personas que conocí a lo largo de cuatro años de estancia en la Facultad de Economía. Particularmente, a ésas que tuvieron el detalle de conocerme. Finalmente, agradezco a mi madre por darme la vida y la convicción necesaria para cambiar.

J.V.G.

A mi familia

ÍNDICE

Índice.....	i
Introducción.....	iv

CAPÍTULO 1

Modelos de ataques especulativos

1.1 Introducción.....	1
1.2 Modelos de primera generación.....	2
1.3 Modelos de segunda generación.....	5
1.4 Escenarios de crisis cambiarias en los modelos de segunda generación.....	9
1.4.1 Crisis autovalidantes (Self-fulfilling crises).....	9
1.4.1.1 Ejemplo de crisis autovalidante.....	10
1.4.2 Manadas de inversionistas (Herd behavior).....	15
1.4.3 Efecto contagio.....	16
1.4.4 Grandes agentes o manipulación del mercado.....	17

CAPÍTULO 2

Un modelo de ataques especulativos

2.1	Introducción.....	20
2.2	Forma estructural del modelo.....	21
2.2.1	El modelo de Krugman.....	22
2.2.2	El modelo de Flood y Garber.....	25
2.2.2.1	Determinación del tipo de cambio flexible sombra.....	25
2.2.2.2	Determinación del momento del ataque especulativo.....	28

CAPÍTULO 3

Indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio: El caso de México

1990-1998

3.1	Introducción.....	38
3.2	Candidatos a indicadores de vulnerabilidad.....	40
3.3	Selección de las variables a introducir en el modelo econométrico.....	45

CAPÍTULO 4

Un modelo econométrico para estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio 1990-1998

La evidencia empírica de los modelos de ataques especulativos

4.1 Modelos con variable dependiente dicótoma.....	58
4.2 Aplicación del modelo con las variables seleccionadas.....	63
4.3 Análisis de sensibilidad.....	71
4.4 Conclusiones del modelo.....	77
Conclusiones generales.....	80
Bibliografía consultada.....	84
Anexo estadístico	

“There is, of course, always a risk that an economist who gets onto the policy circuit will no longer have enough time for real research. [...] I think that the big danger of doing policy research is not so much the drain on your time as the threat to your values. [...] in the end, I would rather write a few good papers that hold a position of real power”.

PAUL KRUGMAN

INTRODUCCIÓN

La historia reciente de la economía mexicana es caracterizada por sus crisis cambiarias recurrentes. Durante los últimos 18 años, el Banco Central se ha visto forzado, en 5 ocasiones, a sucumbir ante la contundencia de los ataques especulativos, permitiendo que la moneda doméstica se devalúe abruptamente.

No obstante, durante este lapso las características estructurales de la economía se han modificado substancialmente.

Particularmente, con las reformas estructurales iniciadas a partir de la segunda mitad de la década de los 80 y aceleradas, en los primeros años de los noventa, se comienza a hablar de disciplina fiscal, liberalización comercial y control de la inflación.

Y, sin embargo, las crisis cambiarias continúan ocurriendo y sus efectos colaterales cada vez se hacen más agudos, como lo demostró la devaluación en diciembre de 1994.

En este tenor, pareciera ser que las crisis cambiarias ocurren, porque los agentes repentinamente, cambian de opinión sobre la viabilidad del sistema cambiario y deciden atacar la moneda de un país.

De hecho, este argumento es el que en muchas ocasiones utilizan, las personas que se ven involucradas en las devaluaciones y los analistas superficiales.

Por su parte, la teoría económica apoyada en la literatura de ataques especulativos, señala que si se analizan detalladamente los fundamentos de la economía y las políticas gubernamentales, es posible explicar los elementos que se encuentran atrás de una crisis cambiaria.

Más aún, la literatura empírica de los modelos de ataques especulativos, proporciona con cierto rigor, algunas variables económicas que permiten estimar la probabilidad de que exista devaluación.

El propósito del presente trabajo es retomar los principales resultados de los modelos de ataques especulativos, revisar la literatura empírica de estos modelos y seleccionar algunas variables "*indicadores de vulnerabilidad*" que permitan estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio para el período 1990-1998.

De esta manera, se busca refutar la aseveración de que una crisis cambiaria ocurre arbitrariamente.

La hipótesis del presente trabajo asume que el tipo de cambio puede experimentar una devaluación, si existe deterioro en algunas variables económicas y políticas gubernamentales laxas .

Para realizar esta labor, se apoyará en los resultados fundamentales de los modelos de ataques especulativos, en la literatura empírica de estos modelos y en la utilización de un modelo econométrico donde la variable dependiente es de naturaleza dicótoma.

El presente trabajo está organizado de la siguiente manera: en el capítulo 1 se presenta una panorámica general de los modelos de ataques especulativos y sus principales características. En el capítulo 2 se aborda la formalización de un modelo de ataques especulativos. Posteriormente, el capítulo 3 versa sobre la selección de los indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio y, en el capítulo 4, se introducen estas variables en el modelo econométrico para estimar la probabilidad de devaluación en el período 1990-1998. Finalmente, se presentan las conclusiones generales.

CAPÍTULO 1

Modelos de ataques especulativos

[...] "it is also crucial to express your ideas in a way that other people, who have not spent the last few years wrestling with your problems and are not eager to spend the next few years wrestling with your answers, can understand without too much effort".

PAUL KRUGMAN

1.1 INTRODUCCIÓN

Las crisis cambiarias que experimentaron los países industrializados y las naciones en vías de desarrollo, en sistemas cambiarios, donde era y continúa siendo un objetivo primordial mantener el tipo de cambio estable, fueron modeladas satisfactoriamente por Krugman (1979), basándose en el trabajo de Salant y Henderson (1978) y posteriormente perfeccionadas por Flood y Garber (1984). Esta primera modelación de crisis cambiarias se conoce, en la jerga de los economistas, como la *literatura clásica de crisis cambiarias o crisis de balanza de pagos*, más comúnmente, como modelos de ataques especulativos de primera generación.¹

¹ Se denominan modelos de crisis de balanza de pagos, porque el saldo de esta identidad contable que resume todas las transacciones comerciales y financieras de un país con el resto del mundo, es igual a la variación de las reservas internacionales. Además, porque la conclusión fundamental del *enfoque monetario de la balanza de pagos* es que el exceso del crédito interno (oferta monetaria) sobre el crecimiento de la demanda de dinero, termina por generar déficit en balanza de pagos y disminución de reservas internacionales.

A partir de la crisis en 1992, del mecanismo cambiario europeo (ERM, por sus siglas en inglés) surgió la necesidad de idear una segunda modelación de estas “nuevas” crisis de balanza de pagos, identificadas actualmente como la *nueva literatura de crisis cambiarias* o como modelos de ataques especulativos de *segunda generación*.

El trabajo seminal de estos nuevos modelos fue realizado por Obstfeld (1994 y 1995a), que además de explicar la crisis del ERM, sirvió para exponer algunos matices de la crisis mexicana de diciembre de 1994.²

El modelo de Salant y Henderson se concentró en estudiar la estabilización del precio de ciertos bienes agotables, tales como el oro, vía el establecimiento de agencias internacionales cuya principal función sería comprar y vender estos bienes. La conclusión teórica del modelo es que el intento de estabilización del precio del oro terminaría eventualmente en un ataque especulativo, en el cual los agentes privados adquirirían el resto de los recursos agotables.

1.2 MODELOS DE PRIMERA GENERACIÓN

El trabajo de Krugman (1979) basado en Salant y Henderson es considerado como el modelo “*canónico*” de ataques especulativos.

² Estrictamente hablando, con la crisis asiática de 1997-1998 Krugman (1998) propone una modelación alterna de modelos de ataques especulativos.

En lugar de existir un consejo tratando de estabilizar el precio de ciertos bienes, tales como el oro, se trata de un Banco Central intentando estabilizar el tipo de cambio.

Asimismo, el modelo establece que el gobierno está financiando su déficit público mediante la emisión incontrolable de dinero.³

A pesar de este hecho, el Banco Central se encuentra comprometido a mantener el tipo de cambio fijo utilizando para tal fin las reservas internacionales.

Es evidente que esta situación no puede mantenerse por un largo lapso, tan pronto como el monto de reservas internacionales disminuye a un nivel suficientemente bajo como para que los agentes consideren poco seguro e inconveniente mantener activos en moneda doméstica, cambiaran éstos por moneda extranjera, provocando la venta masiva de moneda doméstica, la disminución total de las reservas internacionales y el abandono del régimen cambiario.

En este sentido, el modelo canónico explica que bajo un régimen de tipo de cambio fijo, la crisis cambiaria es resultado de una *inconsistencia* entre la política doméstica - monetización del déficit público - y el intento de mantener el tipo de cambio fijo.

³ El gobierno puede financiar su déficit público a través del Banco Central por medio de dos mecanismos: la vía directa es el otorgamiento de créditos por parte de esta institución y la otra es mediante la compra de bonos gubernamentales, ya que éste recoge documentos a cambio de efectivo. Mantey, Guadalupe (1991). *Lecciones de Economía Monetaria*, pág., 26 y Ayala, José (1997). *Economía Pública*, pág., 177.

En forma alterna, el exceso del crédito interno sobre el crecimiento de la demanda de dinero, conduce a una disminución gradual en las reservas, al ataque especulativo en contra de la divisa y el subsecuente abandono del régimen cambiario.⁴

El mecanismo es el siguiente: si el gobierno está financiando su déficit público vía expansión del crédito interno, entonces, parte de este exceso de oferta monetaria que hay en la economía será canalizado hacia la adquisición de bienes del exterior. Sin embargo, para adquirir estos bienes se necesita moneda externa y ésta forma parte de las reservas internacionales del Banco Central. Por lo tanto, habrá demanda de reservas internacionales y comenzarán a disminuir.

Bajo un régimen de tipo de cambio fijo, los agentes saben que si no existen reservas suficientes para satisfacer la demanda de moneda externa, el Banco Central terminará por abandonar la paridad.

Bajo esta lógica, los agentes decidirán adquirir la mayor cantidad de reservas a un precio menor y provocarán que éstas caigan abruptamente. El resultado final es que el Banco Central se ve obligado a retirarse del mercado cambiario y permitir la devaluación del tipo de cambio.

⁴ En el capítulo 2 se desarrolla un modelo de ataques especulativos para explicar con mayor claridad este resultado.

No obstante, a causa de la no linealidad en el modelo de Krugman, no es posible determinar el momento preciso del colapso cambiario. El trabajo ulterior de Flood y Garber (1984) soluciona esta cavidad, proporcionando un ejemplo de modelo log-lineal en el cual es posible determinar el momento del colapso.

Una característica fundamental en los modelos de primera generación es que la inconsistencia en las políticas gubernamentales “empujan” a la economía (*push the economy*) hacia una crisis cambiaria.⁵

1.3 MODELOS DE SEGUNDA GENERACIÓN

Mientras el resultado básico en los modelos de primera generación es que la monetización del déficit público termina por *colapsar* el intento de mantener el tipo de cambio fijo. Los modelos de segunda generación sostienen que aun y cuando un país no presente una falla considerable en los fundamentos económicos, éste puede ser objeto de un ataque especulativo.

*“La nueva generación de modelos de crisis cambiarias, sugiere que incluso divisas fuertes pueden ser atacadas e igualmente quebrantadas”.*⁶

⁵ Flood, Robert y Marion, Nancy (1996). “*Speculative attacks: fundamentals and self-fulfilling prophecies*”, pág., 1.

⁶ Obstfeld, Maurice (1995a). “*Models of currency crises with self-fulfilling features*”, pág., 2.

En este sentido, los modelos de segunda generación asumen que una crisis cambiaria puede tener lugar incluso si las políticas macroeconómicas son consistentes con la defensa del tipo de cambio y que el ataque mismo “jala” a la economía (*pulls the economy*) hacia la adopción de políticas expansivas que terminan por validar el ataque.

Considérese por ejemplo, que un país enfrenta temporalmente un elevado nivel de desempleo. En esta situación, los agentes presienten que el gobierno de este país puede instrumentar políticas laxas para estimular la actividad económica y así disminuir el desempleo.

Los agentes privados saben que si se instrumentan políticas expansivas, forzosamente el Banco central terminará por modificar el tipo de cambio. En este tenor, los agentes decidirán atacar la divisa provocando una devaluación.

Sin embargo, como el gobierno ya no se encuentra comprometido a defender el tipo de cambio una vez que ha sucedido el colapso cambiario, instrumentará políticas expansivas para corregir fallas en fundamentos, *validando* de esta manera el ataque especulativo.

En este sentido, dos son las características esenciales en los modelos de segunda generación: por un lado, aceptan que el gobierno se encuentra en una disyuntiva (*trade off*) entre defender o modificar el tipo de cambio.

Obstfeld (1995a) aludiendo a los modelos de segunda generación señala: “*El punto central está en la decisión del gobierno sobre los beneficios netos de modificar el tipo de cambio versus instrumentar su defensa*”.

Por otro, en los modelos de segunda generación la tendencia irregular que observan los fundamentos después del ataque, provoca que los agentes incorporen esta información en sus expectativas y así se abra la puerta para que se den varios ataques especulativos, debido a la interacción entre las decisiones del gobierno -cambio de políticas para corregir fallas en fundamentos- y la respuesta de los agentes privados. Situación que es mejor conocida bajo el nombre de *equilibrios múltiples*.

Krugman (1997a) señala que los modelos de segunda generación requieren de tres ingredientes:

1. Debe existir una razón para que el gobierno decida *abandonar* la defensa del tipo de cambio.
2. Debe existir un motivo para que el gobierno esté dispuesto a *defender* el tipo de cambio.
3. El costo de defender el tipo de cambio se incrementa a medida que los agentes esperan o sospechan que la paridad puede ser abandonada.

El primer ingrediente, una razón para devaluar, tiene dos fundamentos: el primero consiste en que el gobierno puede verse tentado a eliminar deuda pública denominada en moneda doméstica pero no le es posible ya que está comprometido a defender la paridad.

El segundo, en caso de existir un elevado nivel de desempleo, el gobierno puede verse tentado a instrumentar una política monetaria expansiva para corregir esta falla, no obstante le es imposible por su compromiso con el tipo de cambio fijo.

El segundo ingrediente, defender el tipo de cambio, tiene como principal explicación que el gobierno ha instrumentado políticas de estabilización de precios y para tal fin ha utilizado éste, bajo estas circunstancias, el tipo de cambio es considerado como un factor de credibilidad en la acción de las autoridades monetarias.

Una explicación alternativa consiste en que la defensa del tipo de cambio es considerada como cuestión de orgullo nacional, o bien, como un acuerdo de cooperación internacional como en el caso de la Unión Europea.

El tercer ingrediente, la falta de confianza en la defensa del tipo de cambio, ocasiona que ésta sea más difícil de instrumentar.

La forma de modelar este ingrediente consiste en suponer que el tipo de cambio es costoso de defender si las personas esperan *hoy* que será depreciado en el futuro. El canal

común involucra a las tasas de interés de corto plazo: para defender la moneda ante futuras expectativas de devaluación se requieren elevadas tasas de interés, pero estas elevadas tasas pueden empeorar la posición financiera del gobierno y deprimir el nivel de producto.

1.4 ESCENARIOS DE CRISIS CAMBIARIAS EN LOS MODELOS DE SEGUNDA GENERACIÓN

1.4.1 CRISIS AUTOVALIDANTES (SELF-FULFILLING CRISES)

Una crisis cambiaria autovalidante es una situación en la cual los fundamentos económicos no se encuentran en una posición débil que implique la posibilidad de un ataque, pero si existe al menos una *tendencia adversa* en éstos que manifieste posibles cambios en la política gubernamental- modificación de la paridad- en caso de que el gobierno se enfrente a un ataque de tal magnitud que termine por *validar* las expectativas devaluatorias de los agentes.

Krugman (1997a) “*Un inversionista individual no retirará su dinero de un país si él considera que el régimen cambiario no corre peligro. No obstante, lo hará, si existen indicios de un posible colapso. La crisis cambiaria se materializará, sin embargo, si muchos inversionistas individuales retiran su dinero. El resultado final, ya sea optimista o pesimista será autoconfirmado*”.

La característica primordial de las crisis autovalidantes es que los fundamentos económicos se encuentran en una posición “*intermedia*” en la cual la posibilidad del ataque especulativo es probable pero económicamente no necesaria. En este sentido, el tipo de cambio se colapsa si es atacado, pero sobrevive en caso contrario.

1.4.1.1 EJEMPLO DE CRISIS AUTOVALIDANTE

Utilizando la teoría de juegos es posible modelar una crisis autovalidante. Se trata de un juego de 2 por 2, porque cada uno de los jugadores, inversionista 1 e inversionista 2, tiene dos posibles opciones en su conjunto de acciones: vender, conservar.

- Existen tres agentes, un gobierno que vende reservas internacionales (R) para mantener el tipo de cambio fijo, dos inversionistas que poseen un monto determinado de moneda doméstica (D_c) que pueden vender por las divisas del gobierno o conservarlas.
- El gobierno se compromete a mantener cierta cantidad finita de reservas internacionales para preservar el tipo de cambio fijo. Dicho monto representa el grado en que el gobierno está dispuesto a defender el tipo de cambio.

En el primer juego de reservas internacionales altas, el gobierno se compromete a defender el tipo de cambio con un monto de reservas $R=20$, cada inversionista tiene un monto de moneda doméstica $D_c = 6$, que pueden conservar o vender. Considérese este monto como la fuerza en la opinión del mercado.

Si los inversionistas deciden vender y toman una posición en contra de la moneda doméstica, entonces tienen un costo de 1. Si ambos inversionistas deciden vender su monto de moneda doméstica, las reservas internacionales se ubican en un nivel de 8, por tanto el tipo de cambio no se altera.

(A) Juego de reservas internacionales altas⁷

(R=20)

		Inversionista 2	
		Conservar	Vender
Inversionista 1	Conservar	0,0 ←	0,-1 ↑
	Vender	-1,0 ↑	-1,-1 ←

Si un inversionista decide especular recibe un pago de -1, sin importar lo que decida el otro, en cambio, si decide no vender tiene un pago de cero.

⁷ Las flechas indican las preferencias de un jugador por las acciones.

La estrategia (*conservar, conservar*) es una estrategia estrictamente dominante⁸ y el único equilibrio de Nash⁹ se ubica en la esquina noroeste: por lo tanto el tipo de cambio sobrevive.

En el segundo juego de reservas internacionales bajas, el monto de reservas comprometidas por el gobierno es $R=6$, lo que significa que cualquier inversionista puede terminar con el régimen de tipo de cambio fijo.

Supóngase que en el abandono de la paridad, el gobierno devalúa su moneda en 50%. En este caso, el inversionista que vendió su monto de moneda doméstica tienen un ganancia (en términos de la moneda doméstica) de 3, para una ganancia neta de 2, una vez descontado el costo de transacción.

Si los dos inversionistas venden, cada uno obtiene la mitad de las reservas del gobierno y

gana solamente $\frac{3}{2} - 1 = \frac{1}{2}$.

En este juego (*vender, vender*) es la estrategia estrictamente dominante, el equilibrio de Nash se encuentra en la esquina sureste y el tipo de cambio se colapsa.

⁸ Una *estrategia estrictamente dominante* es la mejor respuesta de un jugador a cualesquiera estrategias que hayan podido elegir los otros jugadores, en el sentido de que cualesquiera que sean las estrategias que elijan, el pago de él es el más alto. Rasmusen, Eric (1996). *Juegos e información*, pág., 31.

⁹ En el *equilibrio de Nash* ningún jugador tiene un incentivo para desviarse de su estrategia, siempre que los demás jugadores no se desvíen de la de ellos.

La forma de conocer un equilibrio de Nash es proponer un perfil de estrategia y probar si la estrategia de cada jugador es una mejor respuesta a la estrategia de los demás. *Ibid.*, pág., 39.

(B) Juego de reservas internacionales bajas

(R=6)

		Inversionista 2	
		Conservar	Vender
Inversionista 1	Conservar	0,0 → 0,2	↓
	Vender	2,0 → 1/2, 1/2	↓

El tercer juego de reservas internacionales *intermedias* es el que posee características autovalidantes. Las reservas ascienden a $R=10$, por tanto, un sólo inversionista no agota las reservas internacionales ni colapsa el régimen, sin embargo, en caso de que ambos inversionistas se coordinen y decidan vender, terminarán con el régimen de tipo de cambio fijo.

Si el inversionista 1 decide vender y el otro conservar, el inversionista 1 tendrá un costo de -1 y el inversionista 2 una ganancia de 0. En cambio, si ambos deciden atacar cada

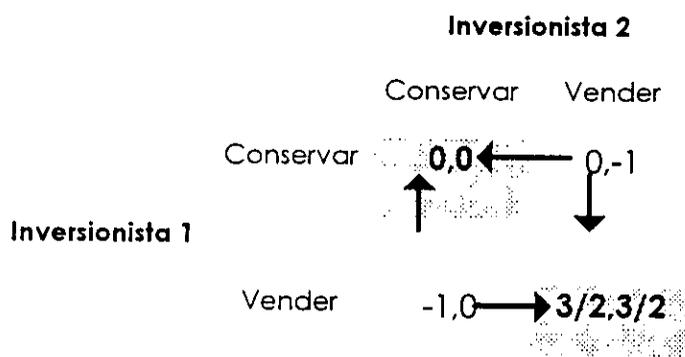
uno gana $\frac{5}{2} - 1 = \frac{3}{2}$.

Si ningún inversionista cree que el otro va a atacar, ninguno de ellos vende y el tipo de cambio sobrevive. El primer equilibrio de Nash se encuentra en la esquina noroeste.

En el otro extremo, si ambos inversionistas deciden atacar, el monto de reservas internacionales se agota y el tipo de cambio se colapsa. Por lo tanto, este juego existen dos equilibrios de Nash. El segundo equilibrio de Nash se encuentra en la esquina sureste.

(C) Juego de reservas internacionales intermedias

(R=10)



La característica autovalidante en los equilibrios es la siguiente: el tipo de cambio se colapsa en caso de existir ataque, pero sobrevive en caso contrario. El estado *intermedio* de los fundamentos económicos, en este caso las reservas internacionales, hace posible el colapso, pero no económicamente necesario, porque hay un monto suficiente de reservas para defender el tipo de cambio si no se coordinan los inversionistas, es decir, si no existe ataque especulativo.¹⁰

¹⁰ Es importante señalar que en teoría de juegos, en caso de existir dos equilibrios de Nash, es posible elegir uno de ellos de acuerdo a la magnitud de los pagos. En este juego de reservas intermedias, el equilibrio resultante sería (*vender, vender*), por tanto el tipo de cambio se colapsaría.

1.4.2 MANADAS DE INVERSIONISTAS (*HERD-BEHAVIOR*)

Mientras que en los modelos de primera y segunda generación se asume que los mercados cambiarios son eficientes, es decir, hacen el mejor uso de la información disponible, en realidad la evidencia empírica hace suponer lo contrario.

Shiller en una encuesta realizada a inversionistas sobre crack bursátil de 1987 señala:

*“La única razón consistente, por la cual hubo una venta masiva de acciones, fue por el hecho de que su precio se estaba reduciendo”.*¹¹

En este sentido, en una crisis cambiaria si los mercados cambiarios en particular y los financieros en general son ineficientes, surge la posibilidad de una venta masiva de moneda doméstica, que es magnificada por la mera imitación de muchos inversionistas.

El efecto manada o estampida puede ocurrir si los inversionistas están conscientes que cada uno de ellos tiene información especial de carácter privado. En este tenor, suponiendo que el inversionista 1 tiene información sobre el mercado cambiario, el inversionista 2 posee información referente a la posición financiera de los bancos y el inversionista 3 sobre el gabinete económico, puede suceder lo siguiente:

¹¹ Shiller, R. (1989). *“Market volatility”*, cit en Krugman (1997a).

Si el inversionista 1 recibe información negativa entonces decidirá vender su monto de moneda doméstica, el inversionista 2 observa esto y aunque su información sea positiva igualmente venderá, el inversionista 3 al conocer que el inversionista 1 y 2 han decidido vender, puede concluir que ambos inversionistas han recibido información negativa, por tanto *seguirá la corriente* y también se retirará del mercado cambiario.

Es evidente que si llevamos este ejemplo a “n” inversionistas, entonces el mercado cambiario termina por sobrereaccionar ante casi cualquier información de carácter económico y en algunos casos por modificar el régimen de tipo de cambio fijo.

1.4.3 EFECTO CONTAGIO

La explicación tradicional del efecto contagio en las crisis cambiarias es la siguiente:

La devaluación del país A repercute negativamente en los fundamentos del país B, porque entre ambos países existe cierto vínculo. Este vínculo está representado porque ambos países compiten en el exterior en la venta de productos similares y en caso de que el país A devalúe su moneda, las exportaciones del país B serán menos competitivas y por tanto también se verá obligado a devaluar.

Otra explicación es que los inversionistas conciben a los países como un grupo con características similares pero imperfectamente observables. Es decir, no discriminan entre un país y otro.

Krugman (1997a) *“Los países Latinoamericanos comparten una cultura común y, tal vez, el mismo “temperamento latino”; pero las implicaciones de ese temperamento para la política económica puede ser confusas”*.

En este sentido, una vez que los inversionistas observan que un país devalúa su moneda bajo la presión del ataque especulativo, entonces esperaran que países con antecedentes similares a éste (países latinoamericanos, europeos o asiáticos) no sean capaces de defender su moneda y por tal razón terminarán atacándola.

1.4.4 GRANDES AGENTES O MANIPULACIÓN DEL MERCADO

Las crisis cambiarias autovalidantes y en las estampidas de inversionistas suponen la existencia de grandes agentes -inversionistas- que pueden manipular al mercado. Si un país se encuentra en una tendencia desfavorable en sus fundamentos económicos, éste se encuentra en una posición vulnerable a sufrir una corrida en contra de su moneda.

Los grandes inversionistas llamados en forma hipotética "*Soroi*"¹² lo que hacen es anticipar al resto de los pequeños inversionistas e inician una venta masiva de moneda doméstica generando, *deliberadamente*, una crisis cambiaria.

La existencia de este tipo de inversionistas provoca que la fecha del ataque especulativo se acelere, ya que el deterioro en los fundamentos económicos señala que una crisis está a punto de tener lugar. Sin embargo la manipulación del mercado por este tipo de inversionistas es poco común.

Tan pronto existe un deterioro en los fundamentos, no sólo los grandes inversionistas decidirán atacar la moneda doméstica, sino también lo harán los pequeños inversionistas (adelantándose unos a otros) y el tipo de cambio finalmente se colapsará.

En conclusión, se ha presentado en el presente capítulo una panorámica general de los modelos de ataques especulativos y sus principales características. Los resultados teóricos de estos modelos son la base de los trabajos empíricos que explican las crisis cambiarias.

Ténganse en mente los resultados de estos modelos al momento de seleccionar las variables *indicadores de vulnerabilidad* en el tipo de cambio y de construir el modelo econométrico para estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio.

¹² En alusión a George Soros, inversionista al que se le atribuye el ataque especulativo sobre la libra esterlina en 1992. Krugman, Paul (1996). "*Are currency crises self-fulfilling ?*", pp. 361-363.

En el siguiente capítulo se formalizará el proceso que conduce hacia una crisis de balanza de pagos.

CAPÍTULO 2

Un modelo de ataques especulativos

[...] "in economics we are always making silly assumptions; it's just that some of them have been made so often that they come to seem natural. And so one should not reject a model as silly until one sees where its assumptions lead".

PAUL KRUGMAN

2.1 INTRODUCCIÓN

A continuación se presenta la ilustración formal de un modelo de ataques especulativos de primera generación, donde se determina de manera precisa el momento del ataque especulativo y se ilustra el proceso que conduce hacia una crisis de balanza de pagos.

Para determinar el momento del ataque especulativo la formulación del modelo es de naturaleza log-lineal y las variables se encuentran expresadas en logaritmos. Asimismo, con el propósito de ilustrar el proceso que conduce hacia una crisis cambiaria, el modelo contempla la previsión perfecta de los agentes en un horizonte de tiempo continuo y se asume que el tipo de cambio se dejará a la libre flotación una vez que ha ocurrido el colapso cambiario.

Se trata de un modelo de una pequeña economía abierta con pleno empleo y libre movilidad de capital, se produce un único bien comerciable cuya oferta es determinada exógenamente en \bar{y} . El bien es perecedero y su precio en moneda extranjera es fijo. De esta manera, si se mantiene la paridad del poder de compra:

$$e_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad \text{si } p_t^* = 1 \text{ entonces:}$$

$$e_t = p_t$$

Es decir, se puede identificar el nivel de precios con el tipo de cambio.

2.2 FORMA ESTRUCTURAL DEL MODELO

$$(2.1) \quad m_t - p_t = \phi \bar{y} - \alpha i_t \quad \phi, \alpha > 0$$

$$(2.2) \quad m_t = \gamma D_t + (1-\gamma)R_t \quad 0 < \gamma < 1$$

$$(2.3) \quad D_t = D_0 + \mu t$$

$$(2.3.1) \quad \dot{D}_t = \mu \quad \mu > 0$$

$$(2.4) \quad p_t = e_t$$

$$(2.5) \quad i_t = i^* + \dot{e}_t$$

donde:

m_t : Acervo nominal monetario

p_t : Nivel de precios interno

\bar{y} : Nivel de ingreso

i_t : Tasa de interés interna

D_t : Crédito interno

R_t : Reservas internacionales expresadas en moneda local

μ : Tasa de crecimiento del crédito interno

e_t : Tipo de cambio spot

i^* : Tasa de interés externa (se asume permanece constante)

ϕ , α , y γ : Parámetros

La ecuación (2.1) define la demanda real de dinero como una función positiva al nivel de producto y negativa a la tasa de interés interna. La ecuación (2.2) es una aproximación log-lineal de la identidad que define al acervo monetario como la suma del crédito interno y reservas internacionales.

La ecuación (2.3) expresa el nivel inicial del crédito interno y su tasa de crecimiento en el tiempo (ecuación (2.3.1)). Recuérdese que la expansión del crédito interno es justificada, porque el gobierno decide financiar su déficit público endeudándose directamente con el Banco Central. La ecuación (2.4) expresa la paridad del poder de compra y la ecuación (2.5) define la paridad descubierta de tasas de interés.

2.2.1 EL MODELO DE KRUGMAN

El primer paso consiste en arribar al resultado fundamental del modelo canónico de Krugman (1979). Es decir, conocer cómo la expansión del crédito interno sobre el crecimiento de la demanda de dinero provoca la disminución persistente de reservas

internacionales y finalmente la transición de un régimen de tipo de cambio fijo a otro de libre flotación.

Definiendo $\delta = \phi\bar{y} - \alpha i^*$ y reemplazando (2.4) y (2.5) en (2.1)

$$m_t - e_t = \phi\bar{y} - \alpha(i^* + \dot{e}_t)$$

Aplicando la propiedad distributiva

$$m_t - e_t = \phi\bar{y} - \alpha i^* - \alpha \dot{e}_t$$

$$(2.6) \quad m_t - e_t = \delta - \alpha \dot{e}_t \quad \delta > 0$$

En un régimen de tipo de cambio fijo $e_t = \bar{e}$ y la variación, en el tiempo, del tipo de cambio spot es igual a cero, es decir;

$$\dot{e}_t = 0$$

Por lo tanto:

$$(2.6') \quad m_t - \bar{e} = \delta$$

La ecuación (2.6') indica que el Banco Central compensa cualquier variación en la demanda interna de dinero mediante la adquisición o venta de reservas internacionales que se encuentran en poder del público.

Despejando m_t en (2.6')

$$m_t = \delta + \bar{e} \quad \text{y reemplazando en (2.2)}$$

$$\delta + \bar{e} = \gamma D_t + (1-\gamma)R_t \quad \text{despejando } R_t$$

$$\delta + \bar{e} - \gamma D_t = (1-\gamma)R_t$$

$$\frac{\delta + \bar{e} - \gamma D_t}{1-\gamma} = \frac{(1-\gamma)R_t}{1-\gamma}$$

$$(2.7) \quad R_t = \frac{\delta + \bar{e} - \gamma D_t}{1 - \gamma}$$

Reemplazando (2.3) en (2.7)

$$R_t = \frac{\delta + \bar{e} - \gamma (D_0 + \mu t)}{1 - \gamma}$$

Derivando parcialmente R_t con respecto al tiempo

$$\frac{\partial R_t}{\partial t} = -\frac{\gamma \mu}{1 - \gamma}$$

Si $\Theta \equiv \frac{1 - \gamma}{\gamma}$ entonces:

$$\frac{\partial R_t}{\partial t} = -\frac{\mu}{\Theta} \quad \text{o bien:}$$

$$(2.8) \quad \dot{R}_t = -\frac{\mu}{\Theta}$$

La ecuación (2.8) ilustra el resultado fundamental de modelo de Krugman. Señala que si la expansión del crédito interno excede a la demanda fija de dinero, δ en (2.6'), las reservas internacionales comienzan a descender a una tasa proporcional a la tasa de expansión del crédito interno. Por lo tanto, cualquier cantidad finita de reservas internacionales será anulada dentro de un horizonte de tiempo finito.

Supóngase que dada la expansión del crédito interno y la subsecuente disminución de las reservas internacionales, el Banco Central decide abandonar la defensa del tipo de cambio porque las reservas han disminuido hasta alcanzar su nivel mínimo (\bar{R}).

En este tenor, los agentes racionales al observar la expansión del crédito y la disminución de reservas, decidirán anticipar el momento en el cual éstas alcanzan su nivel mínimo y el tipo de cambio pasa de un régimen fijo a otro de libre flotación.

Por lo tanto el problema ahora es arribar al resultado fundamental de Flood y Garber (1984), es decir; determinar el momento preciso del ataque especulativo.

2.2.2 EL MODELO DE FLOOD Y GARBER

2.2.2.1 DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO FLEXIBLE SOMBRA

Para determinar el momento del ataque especulativo Flood y Garber utilizaron el proceso denominado "*inducción hacia atrás*". En equilibrio y bajo el supuesto de previsión perfecta los agentes no esperan que exista un salto discreto en el tipo de cambio porque un salto en esta variable los beneficiaría con oportunidades de arbitraje.

Formalmente, para determinar el momento del colapso se requiere que el tipo de cambio flexible sombra¹ (que refleja los fundamentos del mercado) sea igual al tipo de cambio fijo.

Un primer paso por lo tanto, es determinar el tipo de cambio flexible sombra, el cual se representa en la siguiente ecuación:

¹ El tipo de cambio flexible sombra es el tipo de cambio de equilibrio que operaría en el mercado, si las reservas internacionales se encontrasen en su nivel mínimo y el tipo de cambio se dejara a la libre flotación.

$$(2.9) \quad e_t = k_0 + k_1 m_t$$

Considerando (2.2) con el monto de reservas internacionales en su nivel mínimo (\bar{R})

$$m_t = \gamma D_t + (1-\gamma)\bar{R} \quad \text{y reemplazando en (2.9)}$$

$$e_t = k_0 + k_1[\gamma D_t + (1-\gamma)\bar{R}]$$

Por distributiva

$$e_t = k_0 + k_1 \gamma D_t + k_1(1-\gamma)\bar{R}$$

Reemplazando (2.3)

$$e_t = k_0 + k_1 \gamma (D_0 + \mu t) + k_1(1-\gamma)\bar{R}$$

Por distributiva

$$e_t = k_0 + k_1 \gamma D_0 + k_1 \gamma \mu t + k_1(1-\gamma)\bar{R}$$

Asumiendo que el nivel mínimo de reservas internacionales es cero ($\bar{R} = 0$)²

$$e_t = k_0 + k_1 \gamma D_0 + k_1 \gamma \mu t$$

Derivando parcialmente e_t con respecto al tiempo:

$$\frac{\partial e_t}{\partial t} = k_1 \gamma \mu \quad \text{o bien:}$$

$$(2.10) \quad \dot{e}_t = k_1 \gamma \mu$$

La ecuación (2.10) muestra que el tipo de cambio flexible sombra se deprecia uniforme y proporcionalmente a la tasa de crecimiento del crédito interno.

² Recuérdese que las variables del modelo se encuentran expresadas en logaritmos, de tal manera que asumir que las reservas internacionales en su nivel mínimo son iguales a cero, es una convención meramente contable.

Reemplazando (2.10) en (2.6)

$$m_t - e_t = \delta - \alpha(k_1\gamma\mu)$$

Asumiendo por simplicidad $\delta = 0$

$$m_t - e_t = -\alpha(k_1\gamma\mu)$$

Despejando e_t

$$-e_t = -m_t - \alpha(k_1\gamma\mu)$$

$$\frac{-e_t}{(-1)} = \frac{-m_t - \alpha k_1 \gamma \mu}{(-1)}$$

$$(2.11) \quad e_t = m_t + \alpha k_1 \gamma \mu$$

Comparando (2.11) con (2.9) resulta que

$$k_0 = \alpha\gamma\mu \quad y \quad k_1 = 1$$

Utilizando (2.2) con \bar{R} y reemplazando (2.3)

$$m_t = \gamma(D_0 + \mu t) + (1-\gamma)\bar{R}$$

Reemplazando en (2.11)

$$e_t = \gamma(D_0 + \mu t) + (1-\gamma)\bar{R} + \alpha k_1 \gamma \mu$$

Aplicando distributiva y considerando que $k_1 = 1$

$$e_t = \gamma D_0 + \gamma \mu t + (1-\gamma)\bar{R} + \alpha k_1 \gamma \mu$$

Ordenando términos

$$(2.12) \quad e_t = \gamma(D_0 + \alpha\mu) + (1-\gamma)\bar{R} + \gamma\mu t$$

La ecuación (2.12) representa la forma reducida del tipo de cambio flexible sombra que se utilizará a continuación para determinar el momento (T) del ataque especulativo.

2.2.2.2 DETERMINACIÓN DEL MOMENTO DEL ATAQUE ESPECULATIVO

El tipo de cambio se colapsa cuando el tipo de cambio fijo es igual al tipo de cambio flexible sombra.

Considerando (2.2) con el nivel inicial del crédito interno y de reservas internacionales (D_0 y R_0) respectivamente:

$$m_t = \gamma D_0 + (1-\gamma)R_0$$

Considerando (2.6') con $\delta = 0$

$$m_t = \bar{e} \quad \text{reemplazando en (2.2)}$$

$$(2.2') \quad \bar{e} = \gamma D_0 + (1-\gamma)R_0$$

Igualando (2.2') con (2.12), es decir; $\bar{e} = e_t$

$$\gamma D_0 + (1-\gamma)R_0 = \gamma(D_0 + \alpha\mu) + (1-\gamma)\bar{R} + \gamma\mu t$$

$$\cancel{\gamma D_0} + (1-\gamma)R_0 = \cancel{\gamma D_0} + \gamma\alpha\mu + (1-\gamma)\bar{R} + \gamma\mu t$$

$$(1-\gamma)R_0 = \gamma\alpha\mu + (1-\gamma)\bar{R} + \gamma\mu t$$

Despejando t

$$(1-\gamma)R_0 - \gamma\alpha\mu - (1-\gamma)\bar{R} = \gamma\mu t$$

$$\frac{(1-\gamma)R_0 - \gamma\alpha\mu - (1-\gamma)\bar{R}}{\gamma\mu} = \frac{\mu t}{\gamma\mu}$$

$$t = \frac{(1-\gamma)R_0 - \gamma\alpha\mu - (1-\gamma)\bar{R}}{\gamma\mu}$$

Factorizando (1- γ)

$$t = \frac{(1-\gamma)(R_0 - \bar{R}) - \gamma\alpha\mu}{\gamma\mu}$$

$$t = \frac{(1-\gamma)(R_o - \bar{R})}{\gamma \mu} - \frac{\gamma \mu \alpha}{\gamma \mu}$$

$$t = \frac{(1-\gamma)(R_o - \bar{R})}{\gamma \mu} - \alpha$$

Si $\Theta \equiv \frac{1-\gamma}{\gamma}$ entonces:

$$t = \frac{\Theta(R_o - \bar{R})}{\mu} - \alpha \quad \text{o bien:}$$

$$(2.13) \quad T = \frac{\Theta(R_o - \bar{R})}{\mu} - \alpha$$

La ecuación (2.13) que representa el momento preciso del ataque especulativo tiene una característica primordial, señala que el momento del colapso cambiario se puede postergar en la medida en que el nivel de reservas internacionales iniciales sea elevado o la tasa de crecimiento del crédito interno sea baja.

Asimismo, en (2.13) el parámetro α que mide sensibilidad de la demanda de dinero ante un cambio unitario en la tasa de interés, proporciona la magnitud del cambio decreciente de la demanda de dinero y reservas internacionales una vez que el tipo de cambio fijo se colapsa.

Para determinar el nivel de las reservas internacionales antes del ataque especulativo (por ejemplo en T^-):

De (2.7) considerando $\delta = 0$

$$R_t = \frac{\bar{e} - \gamma D_T}{1 - \gamma}$$

Aplicando el límite lateral a R_t

$$\lim_{t \rightarrow T^-} R_t = \frac{\bar{e} - \gamma D_{T^-}}{1 - \gamma} \equiv R_{T^-}$$

Donde:

$$D_{T^-} = D_0 + \mu T^-$$

Entonces:

$$(2.14) \quad R_{T^-} = \frac{\bar{e} - \gamma (D_0 + \mu T^-)}{1 - \gamma}$$

Considerando en (2.12) que $e_t = \bar{e}$ y despejando T :

$$T = \frac{\bar{e} - \gamma D_0 - (1 - \gamma)\bar{R}}{\gamma \mu} - \alpha$$

Considerando la ecuación anterior con T^-

$$T^- = \frac{\bar{e} - \gamma D_0 - (1 - \gamma)\bar{R}}{\gamma \mu} - \alpha$$

Despejando $(\bar{e} - \gamma D_0)$

$$(\gamma \mu) T^- = \cancel{\gamma \mu} \left[\frac{\bar{e} - \gamma D_0 - (1 - \gamma)\bar{R}}{\cancel{\gamma \mu}} \right] - (\gamma \mu) \alpha$$

$$\gamma \mu T^- = \bar{e} - \gamma D_0 - (1 - \gamma)\bar{R} - \gamma \mu \alpha$$

$$\gamma \mu T^- + (1 - \gamma)\bar{R} + \gamma \mu \alpha = \bar{e} - \gamma D_0$$

Factorizando $\gamma \mu$

$$(2.15) \quad \bar{e} - \gamma D_0 = \gamma \mu (T^- + \alpha) + (1 - \gamma)\bar{R}$$

De (2.14)

$$R_{T^-} = \frac{\bar{e} - \gamma (D_o + \mu \bar{T}^-)}{1 - \gamma}$$

Por distributiva

$$R_{T^-} = \frac{\bar{e} - \gamma D_o - \gamma \mu \bar{T}^-}{1 - \gamma}$$

Reemplazando (2.15) en (2.14)

$$R_{T^-} = \frac{\gamma \mu (\bar{T}^- + \alpha) + (1 - \gamma) \bar{R} - \gamma \mu \bar{T}^-}{1 - \gamma}$$

$$R_{T^-} = \frac{\cancel{\gamma \mu \bar{T}^-} + \gamma \mu \alpha + (1 - \gamma) \bar{R} - \cancel{\gamma \mu \bar{T}^-}}{1 - \gamma}$$

$$R_{T^-} = \frac{(1 - \gamma) \bar{R} + \gamma \mu \alpha}{1 - \gamma}$$

$$R_{T^-} = \frac{\cancel{(1 - \gamma) \bar{R}}}{1 - \gamma} + \frac{\gamma \mu \alpha}{1 - \gamma}$$

$$R_{T^-} = \bar{R} + \mu \alpha \frac{\gamma}{1 - \gamma}$$

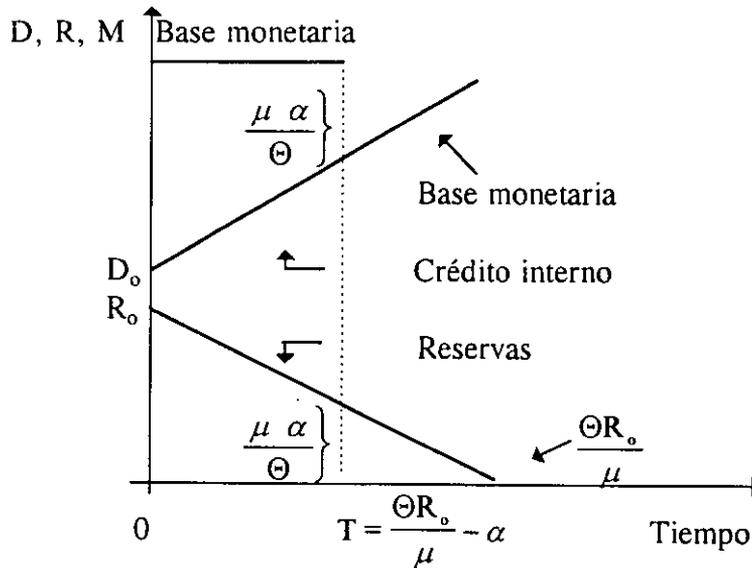
Si $\Theta \equiv \frac{1 - \gamma}{\gamma}$ entonces:

$$(2.16) \quad R_{T^-} = \bar{R} + \frac{\mu \alpha}{\Theta}$$

En la gráfica 2.1 se ilustra el proceso de una crisis de balanza de pagos bajo el supuesto de que el nivel mínimo de reservas internacionales es igual a cero. Obsérvese la trayectoria en el tiempo de las reservas internacionales, el crédito interno y la base monetaria *antes* del ataque especulativo.

GRÁFICA 2.1

PROCESO DE UNA CRISIS DE BALANZA DE PAGOS



Antes del ataque la base monetaria permanece constante pero no así su *composición*. El crédito interno se eleva a una tasa μ y las reservas internacionales descienden a una tasa $\frac{\mu}{\Theta}$. Antes de que exista una modificación en el régimen cambiario, ocurre el ataque especulativo y tanto las reservas internacionales como la base monetaria descienden a una tasa $\frac{\mu \alpha}{\Theta}$.

Es importante señalar que el ataque especulativo ocurre *antes* de que las reservas internacionales alcancen su nivel mínimo.

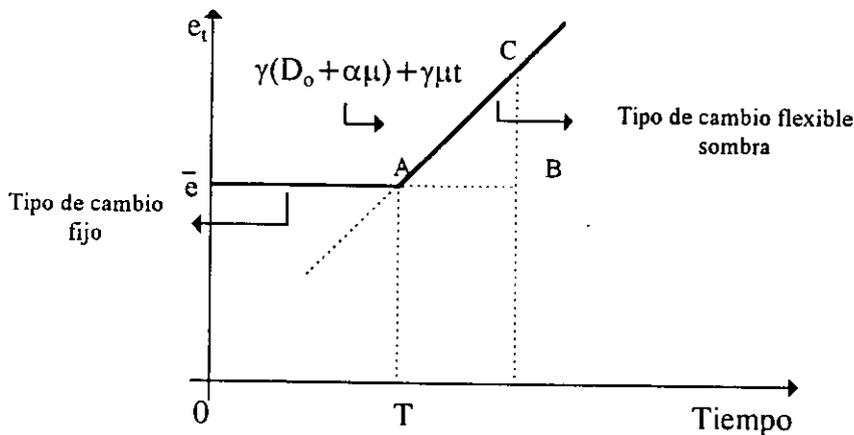
Si los agentes observan que las reservas internacionales reflejan una trayectoria descendente, entonces decidirán atacar la moneda doméstica antes de que se agoten completamente.

Obsérvese que después del ataque especulativo, dada la disminución de las reservas internacionales hasta su nivel mínimo, la base monetaria es igual al crédito interno.

En la gráfica 2.2 el tipo de cambio permanece constante hasta que ocurre el colapso cambiario en el momento T . En el punto (T, A) el tipo de cambio fijo y el tipo de flexible sombra son iguales. De 0 a T el tipo de cambio fijo se encuentra por encima del tipo de cambio flexible sombra y el régimen cambiario sobrevive.

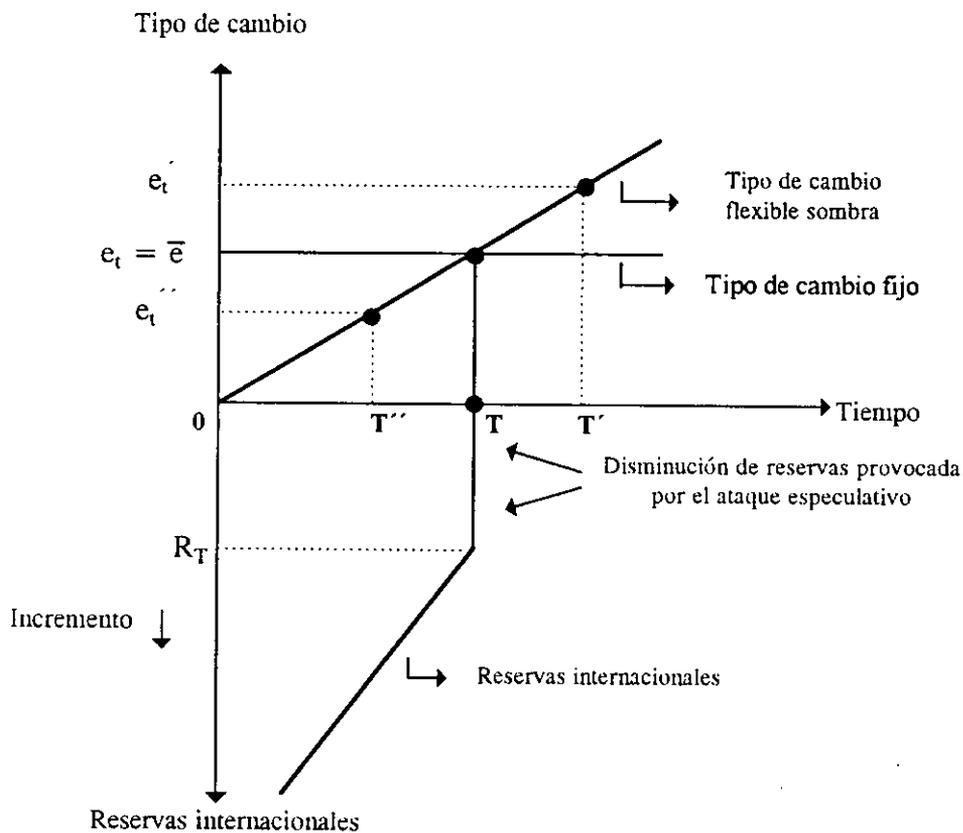
GRÁFICA 2.2

COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO EN UNA CRISIS DE BALANZA DE PAGOS



Se ha determinado hasta este momento, la determinación algebraica del momento preciso del ataque especulativo. La intención ahora es explicar por qué el colapso cambiario ocurre precisamente en el momento T y no antes (T'') o después (T'). Para realizar esto se hará uso del siguiente gráfico.

GRÁFICA 2.3
SECUENCIA DE UNA CRISIS DE BALANZA DE PAGOS



La parte superior de la gráfica 2.3 muestra la tendencia ascendente del tipo de cambio flexible sombra y el nivel fijo del tipo de cambio previo al colapso.

La parte inferior muestra la tendencia decreciente de las reservas internacionales cuando el crédito interno crece en forma sostenida. Obsérvese que un aumento de las reservas se representa mediante un movimiento descendente desde el origen a lo largo del eje vertical.

Suponiendo que las reservas internacionales se agotan completamente en el momento T^* , después de T , sucede que bajo el supuesto de previsión perfecta, los agentes saben que las reservas internacionales se agotarán completamente en T^* y que el tipo de cambio se elevará a e_t^* . De esta manera, desearán adquirir la mayor cantidad de reservas internacionales a un precio menor (\bar{e}), es decir, al precio de la moneda externa antes del colapso.

En estas circunstancias, los agentes demandaran mayor cantidad de reservas internacionales al Banco central y provocarán que éstas se agoten un momento antes de T^* , es decir en T .

Supóngase ahora que las reservas internacionales se agotaran en T^{**} , antes de T . Nuevamente bajo el supuesto de previsión perfecta, los agentes saben que las reservas internacionales se agotan completamente en T^{**} y que el tipo de cambio se deja a la libre flotación. Obsérvese en este caso, que en lugar de que el tipo de cambio se eleve, éste disminuye a e_t^{**} . En este caso, los agentes en lugar de demandar mayor cantidad de moneda externa, decidirán ofrecer la mayor cantidad de ésta antes de T^{**} .

Esta situación no es propiamente un ataque especulativo, porque los agentes privados si bien están modificando la composición de su portafolio, no están demandando mayor cantidad de moneda externa, al contrario, la están ofreciendo. El resultado final es que las reservas internacionales no se agotan y por tanto el Banco Central cuenta con recursos suficientes para defender la paridad.

Por lo tanto, el ataque especulativo ocurre precisamente en el momento T, es decir, cuando el tipo de cambio flexible sombra es igual al tipo de cambio fijo. En este punto, las reservas internacionales disminuyen abruptamente a cero y el tipo de cambio permanece inicialmente en su valor fijo, y sólo posteriormente fluctuará al alza.

En conclusión, se ha demostrado en el presente capítulo que la inconsistencia en los fundamentos económicos, es decir; la expansión del crédito interno para financiar el déficit público , bajo un régimen de tipo de cambio fijo, termina por desencadenar una crisis cambiaria.

O bien como se anotó en el capítulo 1, la inconsistencia en las políticas gubernamentales “empujan” a la economía hacia la crisis cambiaria. Definida ésta como una situación en la cual, el gobierno de un país enfrenta la disminución abrupta de reservas internacionales y el salto discreto del tipo de cambio nominal.

En el próximo capítulo se retomarán los resultados de los modelos de ataques especulativos expuestos hasta este momento y se hará una breve revisión de trabajos empíricos de estos modelos. Para seleccionar de esta manera, los “candidatos” a ser indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio para el período 1990-1998.

CAPÍTULO 3

**Indicadores de vulnerabilidad en el
tipo de cambio: El caso de México
1990-1998**

"I found myself using assumptions that were unfamiliar, and doing very simple things with them. Doing this requires a lot of self-confidence, because initially people (especially referees) are almost certain not simply to criticize your work but to ridicule it."

PAUL KRUGMAN

3.1 INTRODUCCIÓN

La literatura de crisis cambiarias o de ataques especulativos de los modelos de primera y segunda generación es la base de los trabajos empíricos, cualitativos o econométricos que intentan explicar las crisis cambiarias basándose en la información económica disponible.

Antes de abordar estos trabajos, es conveniente definir lo que se entiende por vulnerabilidad en el tipo de cambio.

La vulnerabilidad en el tipo de cambio es la *tendencia adversa* en algunas variables antes del colapso cambiario. En este sentido, el tipo de cambio es atacable (puede experimentar una devaluación) si existe una tendencia irregular en estas variables.

La pregunta es: ¿cuáles son estas variables?

Como se mencionó en el capítulo 1 y se demostró en el capítulo 2, el modelo de Krugman (1979) muestra que en un régimen de tipo de cambio fijo, la excesiva expansión

del crédito interno sobre el crecimiento de la demanda de dinero, provoca la disminución persistente de las reservas internacionales y finalmente el ataque especulativo en contra de la divisa.

En este tenor, la disminución de reservas internacionales, la expansión del crédito interno y el déficit del sector público (recuérdese que el motivo de la expansión del crédito interno es el financiamiento del déficit público) antes del colapso cambiario, son indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio.

Las distintas derivaciones del modelo de Krugman han demostrado que el colapso cambiario es precedido por una constante apreciación del tipo de cambio real y un deterioro persistente en la balanza comercial.

Estos modelos muestran como políticas monetarias y fiscales expansivas conducen hacia excesos de demanda en bienes comerciables y no comerciables internacionalmente, en el primer caso, el resultado es el deterioro en la balanza comercial, en el segundo, la elevación de los precios y la subsecuente apreciación del tipo de cambio real.

Asimismo, existen modelos que introducen incertidumbre en la política monetaria o en el nivel de reservas que el Banco Central está dispuesto a utilizar para defender la paridad. De igual manera, se demuestra que las tasas de interés domésticas deben elevarse antes de que la crisis cambiaria ocurra.

En este sentido, la apreciación del tipo de cambio real, el deterioro de la balanza comercial y la elevación de las tasas de interés son indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio.

Los modelos de segunda generación incorporan otras variables además de la mera disminución de reservas internacionales. Obstfeld (1994) plantea un modelo en el que la tendencia ascendente del desempleo provocada por la rigidez a la baja de los salarios nominales, abre la puerta para un escenario de política monetaria expansiva y el abandono de la paridad. De hecho, Krugman (1996 y 1997a) señala que este fue el caso de Gran Bretaña en 1992 con su retirada del Exchange Rate System. Por lo tanto, la elevada tasa de desempleo es otro indicador de vulnerabilidad.

Obstfeld (1994), Calvo y Mendoza (1996a y 1996b) establecen que la deuda pública indexada a moneda extranjera (generalmente al dólar) es otro indicador de vulnerabilidad en el tipo de cambio.

3.2 CANDIDATOS A INDICADORES DE VULNERABILIDAD

Se podría continuar citando trabajos de modelos de ataques especulativos, sin embargo el camino sería largo y tal vez sinuoso. Por tal motivo, se hará uso de trabajos precedentes para facilitar esta labor.

Kamisky, Lizondo y Reinhart (1998) resumen de manera brillante los distintos trabajos empíricos de modelos de ataques especulativos.

Concentrándose únicamente en aquellos trabajos elaborados para el caso de México o que incluyan a otros países pero que entre ellos se encuentre éste, será mucho más sencillo encontrar los “*candidatos*” a ser indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio para México en el período 1990-1998. Estos trabajos se resumen en el cuadro 3.1.

CUADRO 3.1

Autor, período y frecuencia	País	Indicadores	Signo del coeficiente asociado a la variable	Comentarios
Blanco y Garber (1986) 1973-1981 Datos Trimestrales	México	(1) Crédito interno neto	(+)	Se concentran en estimar la probabilidad de devaluación en el período (t+1) con la información disponible en el período inmediato anterior.
Calvo y Mendoza (1996a y 1996b) 1983-1994 Datos mensuales y trimestrales	México	(1) M2/Reservas internacionales (2) Deuda pública de corto plazo valuada en dólares/Reservas internacionales	(+) (+)	Propone (1) y (2) como indicadores de vulnerabilidad financiera en el tipo de cambio.
Funke (1996) 1979-1995 Trimestrales	12 países de la OCDE y México	(1) Reservas internacionales (2) Tipo de cambio real (3) Tasa de desempleo (4) Balance del sector público (5) Índice de Producción Industrial (6) Crédito interno neto (7) Cuenta corriente	(-) (+) (+) (-) (-) (+) (-)	Con base en un modelo Probit se concluye que (1)-(6) son indicadores de vulnerabilidad.

Autor, período y frecuencia	País	Indicadores	Signo del coeficiente asociado a la variable	Comentarios
Goldstein (1996) Datos anuales y mensuales	Argentina, Brasil, Chile y México	(1) Tasas de interés internacionales (2) M3/Reservas internacionales (3) Cuenta corriente/PIB (4) Préstamos bancarios (5) Tipo de cambio real	(+) (+) (-) (+) (+)	No existe prueba econométrica formal, sin embargo se utilizan los indicadores para explicar por qué unos países son más vulnerables que otros después de la crisis mexicana de 1994. Con especial énfasis en el auge de préstamos bancarios.
Kaminsky y Leiderman (1996) 1985-1987 Datos mensuales	Argentina, Israel y México	(1) Shocks monetarios (2) Balance del sector público (3) Tasa de inflación	(+) (-) (+)	Se discute la probabilidad de crisis cambiaria, en un contexto de programas de estabilización basados en el tipo de cambio.
Milesi-Ferretti y Razin (1996) 1970-1994 Datos anuales	Chile y México	(1) Servicio de deuda/PIB (2) Tipo de cambio real (3) Ahorro/PIB (4) Balance del sector público	(+) (+) (-) (-)	No existe prueba econométrica formal, sin embargo se utilizan los indicadores para comparar episodios de devaluación y no devaluación.
Ötker y Pazarbasioglu (1996 y 1997) 1982-1994 Datos mensuales	México	(1) Tipo de cambio real (2) Reservas internacionales (3) Índice de Producción Industrial (4) Tasas de interés de U.S (5) Crédito del Banco Central al sistema bancario (6) Deuda de corto plazo denominada en dólares/Reservas internacionales (7) Balance del sector público (8) Cuenta corriente	(+) (-) (-) (+) (+) (+) (+) (-) (-)	Se utilizan estos indicadores para estimar la probabilidad de devaluación en el período (t+1) basados en un modelo Logit. Concluyen que (1)-(7) contribuyen a explicar las presiones especulativas y los cambios de régimen cambiarios.

De todas las variables incorporadas en los trabajos empíricos de ataques especulativos, ya sean cualitativos (sin una prueba econométrica formal) o econométricos, Kaminsky et al. (1998) seleccionaron aquellas variables que han sido utilizadas con mayor frecuencia en los modelos econométricos y que además aprobaron las distintas pruebas estadísticas. Los resultados se presenta a continuación:

CUADRO 3.2

Variable	No. de estudios considerados	No. de veces que aprobó las pruebas estadísticas *
Reservas internacionales	12	11
Tipo de cambio real	14	12
Balanza comercial	3	2
Exportaciones	3	2
Crédito interno	7	5
M1	3	2
M2/reservas internacionales	3	3
Inflación	5	5
Crecimiento o nivel real del PIB	9	5
Déficit fiscal	5	3
Crédito al sector público	3	3

* Estadísticamente significativas a un nivel del 10 por ciento.

De las variables introducidas en el cuadro 3.2, puede observarse que no existen diferencias significativas, entre las variables seleccionadas por estos autores y las correspondientes aplicadas al caso de México en sus distintos períodos.

Es conveniente señalar que la inclusión de estas variables en los modelos econométricos se realiza utilizando la misma variable en distintas modalidades *e.g.* variación porcentual, como porcentaje del PIB, con logaritmos naturales, rezagos de uno o varios períodos y su ajuste estacional.

Utilizando estas variables con la adición de la tasa general de desempleo abierto (indicador característico de los modelos de segunda generación) se construirá en el próximo capítulo un modelo econométrico para estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio(pesos por dólar de Estados Unidos) en el período 1990-1998.

Por el momento, las variables "*candidatos*" a ser indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio para el presente estudio son: el agregado monetario M1, las reservas internacionales, el cociente M2/reservas internacionales, el crédito interno neto y su desglose en crédito neto al sistema bancario y crédito neto al gobierno federal, el Índice de Producción Industrial como aproximación al nivel del producto, el balance del sector público, la inflación, la tasa general de desempleo abierto, el tipo de cambio real, la balanza comercial total y su desglose en balanza comercial en manufacturas, las exportaciones totales y su desglose en exportaciones no petroleras.

El desglose de algunas variables fue realizado con la finalidad de encontrar mayor evidencia empírica, se observará mas adelante que en algunos casos funcionó y en otros no.

Todas las variables se encuentran expresadas en millones de pesos, año base 1993 y las series son mensuales. La elección del año base fue con la finalidad de simplificar la labor de expresar *todas* las variables (excepto el tipo de cambio real) a ese año. Algunas de ellas ya se encuentra expresadas año base 1993, tales como, el Índice de Producción Industrial y el Producto Interno Bruto.

El tipo de cambio real tiene diferente año porque quiso aprovecharse el trabajo realizado por Loría (1997), en el cual, el tipo de cambio real, tiene como base febrero de 1982.

3.3 SELECCIÓN DE LAS VARIABLES A INTRODUCIR EN EL MODELO ECONÓMÉRICO

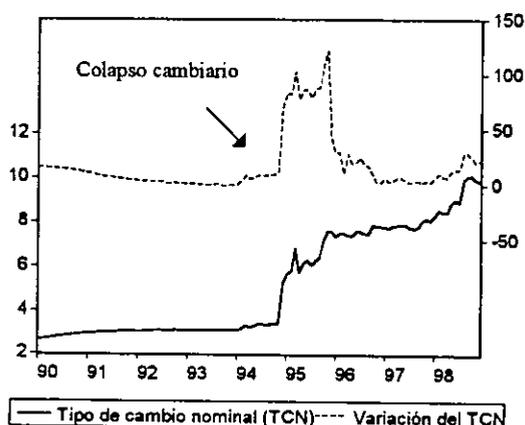
Con el propósito de seleccionar las variables a introducir en el modelo econométrico la metodología es la siguiente:

Primero se localizará el momento del colapso cambiario dentro del período de estudio. Después se observará la posición de las variables seleccionadas antes del colapso. Posteriormente, se seleccionarán aquellas que muestren una tendencia irregular antes de éste. Se reducirá aún más la lista y resultarán las variables que se introducirán en el modelo econométrico.

Para ubicar el momento del colapso obsérvese la evolución del tipo de cambio nominal y la variación de éste en la gráfica 3.1.¹

GRÁFICA 3.1

EVOLUCIÓN Y VARIACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

Puede apreciarse claramente que el momento del colapso se ubica en diciembre de 1994. En este mes el tipo de cambio nominal pasó de un valor de 3.4 a 5.3 pesos por dólar y la variación fue de 71 por ciento.

El próximo paso será conocer la posición de las variables mencionadas antes del colapso y seleccionar aquellas que muestren un deterioro o expansión previo a esta fecha.

¹ La variación del tipo de cambio nominal y de todas las variables es respecto al mismo mes del año anterior.

Una vez analizadas las 15 variables establecidas inicialmente (véase apéndice estadístico), se observó una tendencia irregular para el período de estudio 1990-1998 en las siguientes variables:

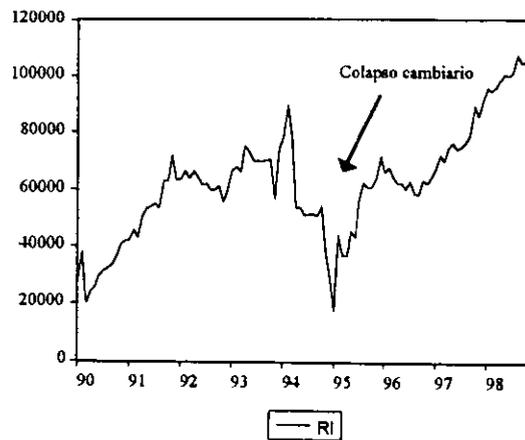
- 1) Reservas internacionales
- 2) Cociente M2/reservas internacionales
- 3) Crédito interno neto
- 4) Crédito neto al sistema bancario
- 5) Tipo de cambio real
- 6) Balanza comercial total.

La gráfica 3.2 ilustra la evolución de las reservas internacionales durante el lapso 1990-1998. Obsérvese como la tendencia descendente de las reservas inició en marzo de 1994 y terminó en enero de 1995. De hecho enero de 1995 es el punto mínimo de la serie durante el período de estudio.

Después de esta fecha comienzan a recuperarse nuevamente y solamente se observa ligeras oscilaciones descendentes.

GRÁFICA 3.2

RESERVAS INTERNACIONALES EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

Aunque el régimen cambiario en este período no era uno donde el tipo de cambio permaneciera estrictamente fijo, si era un sistema cambiario de deslizamiento controlado, con un piso y un techo que se ampliaba progresivamente.²

La característica esencial de este sistema cambiario es que el Banco Central interviene vendiendo dólares a los agentes, a medida que el tipo de cambio se ubica en el límite superior de la banda y compra dólares, cuando el tipo de cambio se acerca al límite inferior.

Si las reservas internacionales observan una tendencia decreciente, entonces el Banco Central no dispondrá de recursos suficientes para compensar el exceso de demanda de la

² La tasa de depreciación del tipo de cambio era de 0.80 pesos por dólar en mayo de 1990 y 0.40 pesos por dólar a partir de noviembre del mismo año. Recuérdese que el techo de la banda se amplió 15 por ciento el 20 de diciembre de 1994. International Monetary Fund (1995). "Mexican foreign exchange rate market crises from the perspective attack literature", pág., 77.

moneda externa. De tal manera que tarde o temprano terminará abandonando sus objetivos de mantener el tipo de cambio dentro de ciertos límites.

En este tenor, si el Banco Central no cuenta con los recursos suficientes para hacer frente a los excesos de demanda, los agentes saben que el tipo de cambio es vulnerable a sufrir una devaluación.

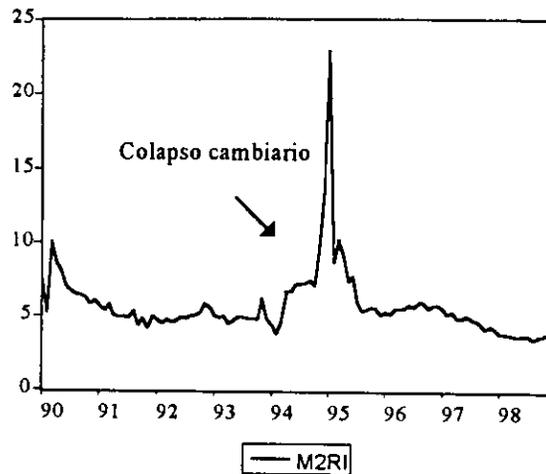
Sachs (1996a) establece que la disminución de reservas internacionales en 1994, fue resultado de la reducción de entradas de capital provenientes del exterior, a causa de la incertidumbre política. Y aún más importante, de la decisión del Banco Central de esterilizar las salidas de capital, con el propósito de limitar los efectos de la fuga de capitales sobre la tasa de interés.

La gráfica 3.3 representa la famosa brecha entre el agregado monetario M2 y las reservas internacionales señalada por Calvo y Mendoza (1996a y 1996b).

Obsérvese como a partir de abril de 1994 comienza a crecer y se dispara en diciembre del mismo año, para alcanzar su punto máximo en enero de 1995. A partir del tercer trimestre de 1995 comienza a observarse su tendencia habitual.

GRÁFICA 3.3

AGREGADO MONETARIO M2/RESERVAS INTERNACIONALES EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

Esta brecha es medida por el cociente de *liquidez* M2/reservas internacionales y representa el número de veces que el agregado monetario M2, el cual incluye las obligaciones bancarias de corto plazo, es mayor a las reservas internacionales.

O bien, la cantidad de activos líquidos (valuados en pesos) que puede ser convertida a reservas internacionales (valuadas principalmente en dólares).

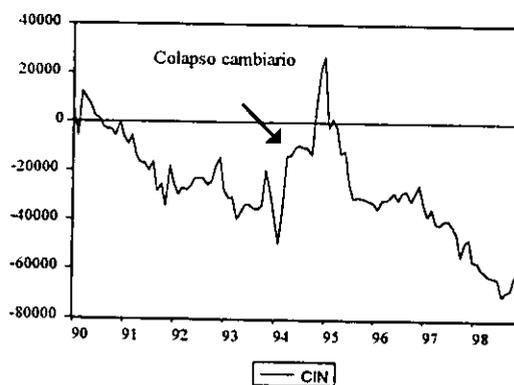
Sachs (1996a y 1996b) menciona que la fragilidad del sistema bancario está estrechamente relacionada con este cociente. En el sentido que durante 1994, gran parte de los activos del sistema bancario no eran del mismo grado de liquidez que sus pasivos.

Asimismo, la importancia de este cociente radica en que el Banco Central es el prestamista de última instancia de los bancos privados. De tal manera, que si los bancos no cuentan con los recursos suficientes para hacer frente a sus obligaciones, el Banco Central tiene que saldarlas. Pero si éste tampoco cuenta con recursos suficientes, entonces los agentes dudarán acerca de la viabilidad del pago de deuda y modificarán su composición de activos, demandando mayor cantidad de moneda externa y provocando, al mismo tiempo, presiones devaluatorias sobre el tipo de cambio.

En la gráfica 3.4 se muestra la trayectoria del crédito interno neto durante el período de estudio. Obsérvese como a partir del mes de marzo de 1994 comienza a crecer para volverse positivo en noviembre del mismo año y alcanzar su punto máximo en diciembre de 1995. A partir de entonces se observa una trayectoria descendente.

GRÁFICA 3.4

CRÉDITO INTERNO NETO EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

Como se señaló en el capítulo 1 y se formalizó en el capítulo 2, la expansión del crédito interno produce la disminución persistente de reservas internacionales y el retiro del Banco Central del mercado cambiario.

Recuérdese que la expansión del crédito interno en el tiempo, era justificada teóricamente, para financiar el déficit del sector público. Sin embargo, a lo largo del período de estudio no se observa tal déficit. Al contrario, a partir de 1991 el balance del sector público fue superavitario.

Por tal motivo, se decidió encontrar mayor evidencia empírica desagregando más esta variable, esto se ilustra en la siguiente gráfica.

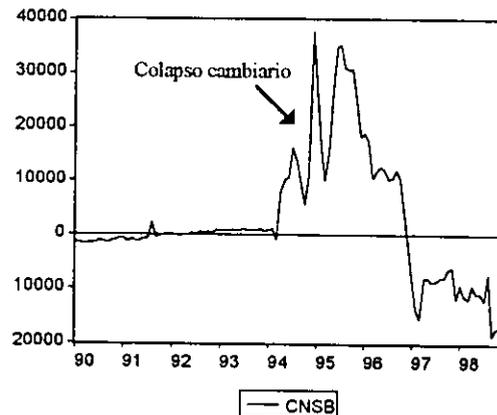
La expansión del crédito interno neto a su nivel más agregado, fue justificada, por la disminución de las reservas internacionales que tuvo lugar a raíz de las salidas de capital, originadas por la incertidumbre política en marzo de 1994. Además, también fue justificada por la decisión del banco Central de no permitir que se elevaran las tasas de interés debido a la fragilidad del sistema bancario.

La gráfica 3.5 ilustra la dinámica del crédito neto al sistema bancario, obsérvese como comienza a crecer a partir de abril de 1994 y alcanza su punto máximo en diciembre del mismo año. En enero de 1995 desciende nuevamente para volver a recuperar su tendencia

ascendente durante prácticamente todo 1995. Después de esta fecha su tendencia es negativa.

GRÁFICA 3.5

CRÉDITO NETO AL SISTEMA BANCARIO EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

Sachs (1996a) señala que la expansión del crédito neto al sistema bancario fue justificada, porque hasta marzo de 1994 el sector privado en México vendía títulos-valores a inversionistas del exterior. Sin embargo, la venta se detuvo después de este mes.

Ante estas condiciones, el sector privado mexicano comenzó a vender títulos al Banco Central, los cuales aparecen en el balance del Banco de México como crédito neto otorgado al sector privado (principalmente a bancos) y al gobierno (instrumentos de crédito que emite el gobierno federal vía Banxico y que éste compra a inversionistas privados).

El sector privado utilizó estos créditos para satisfacer su demanda de productos del exterior. Es lógico que para adquirir estos bienes se necesitan dólares, los cuales forman parte de las reservas del Banco Central.

Ahora bien, recuérdese que hasta diciembre de 1994, el déficit de la balanza comercial era bastante amplio, de tal manera que la cantidad de reservas internacionales para hacer frente a la demanda de dólares tenía que ser elevada.

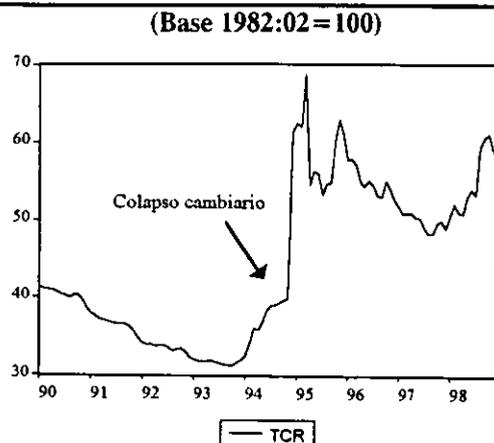
El resultado final de este proceso ya se conoce: Disminución de reservas internacionales y modificación de la paridad.

La gráfica 3.6 ilustra la fuerte apreciación del tipo de cambio real y la pérdida de competitividad de los bienes domésticos asociada a ésta. Obsérvese la acentuada apreciación del tipo de cambio real durante el lapso 1990-1993 y el salto exponencial que da durante el momento y después de colapso cambiario.

A partir del tercer trimestre de 1996 vuelve a observarse una tendencia descendente en esta variable y con ello el inicio de un nuevo período de apreciación que se interrumpe en el tercer trimestre de 1998.

GRÁFICA 3.6

TIPO DE CAMBIO REAL EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

La fuerte apreciación del tipo de cambio real es explicada por la elevación de precios internos y la escasa depreciación del tipo de cambio nominal.

De hecho, con la entrada de los programas heterodoxos de estabilización a partir de 1987, cuyo objetivo primordial fue reducir drásticamente la inflación, se utilizó, entre otros instrumentos, al tipo de cambio nominal.

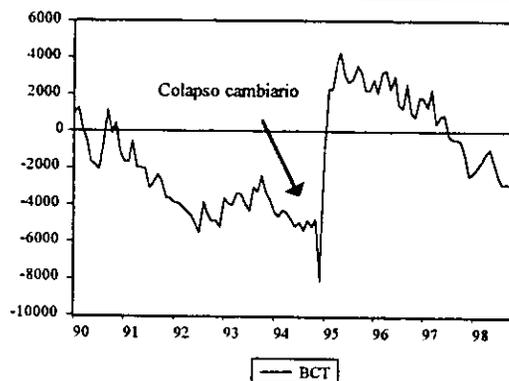
Dornbusch y Werner (1994) señalan que la utilización del tipo de cambio, como instrumento para combatir la inflación durante un largo lapso, tiene efectos perniciosos sobre la balanza comercial y la balanza en cuenta corriente.

En la gráfica 3.7 obsérvese el acentuado deterioro en la balanza comercial total que inicia en el último trimestre de 1990 y alcanza su punto mínimo en diciembre de 1994.

Después del colapso cambiario se inicia un período de superávit que finaliza en julio de 1997. A partir de este mes se observa nuevamente el inicio de déficit en el saldo de la balanza comercial.

GRÁFICA 3.7

BALANZA COMERCIAL TOTAL EN MÉXICO 1990-1998



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

La pérdida de competitividad de los bienes domésticos y el mayor poder de compra de la moneda doméstica, cuyo gasto se asigna a bienes del exterior, que provoca la apreciación del tipo real, se refleja en el déficit de la balanza comercial.

Aunado a esto, Dornbusch y Werner (1994) y Sachs (1996a) establecen que el deterioro de la balanza comercial, estuvo influenciado además, por el auge del consumo privado, resultado de la gran cantidad de flujos del exterior que se canalizaron a los agentes privados vía el sistema bancario. Y que dicho déficit, no refleja políticas fiscales expansivas, en el sentido que durante el período de estudio el balance del sector público fue superavitario.

El deterioro de la balanza comercial es sostenible, en la medida que el monto de reservas internacionales sea suficiente para hacer frente a la demanda de dólares o que la entrada de recursos a través de la cuenta de capital logre cubrirlo.

Sin embargo, tan pronto se interrumpen las entradas de capital y las reservas internacionales comienzan a disminuir, los agentes esperarán que el Banco Central sea incapaz de compensar los excesos de demanda de dólares. Por tal motivo, presienten que el Banco Central se verá forzado a modificar la paridad.

En este sentido, el déficit de la balanza comercial es una variable que expresa, que el tipo de cambio puede estar sujeto a sufrir una devaluación.

Para finalizar. Una vez seleccionadas las variables indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio, se procederá a utilizar un modelo econométrico, con la finalidad de demostrar econométricamente, si realmente estas variables contribuyen a explicar la probabilidad de devaluación en el tipo de cambio. Este ejercicio se realiza en el próximo capítulo.

CAPÍTULO 4

Un modelo econométrico para estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio 1990-1998

La evidencia empírica de los modelos de ataques especulativos

"Economic models are metaphors, not truth. [...] always remember that you may have gotten the metaphor wrong, and that some one else with a different metaphor may be seeing something that you are missing".

PAUL KRUGMAN

4.1 MODELOS CON VARIABLE DEPENDIENTE DICÓTOMA

Para estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio pesos por dólar se hará uso de un modelo econométrico donde la variable dependiente es de naturaleza dicótoma.

Gujarati (1998) señala que las variables dicótomos, cualitativas o binarias son aquellas variables que indican la presencia o ausencia de una cualidad o atributo, tal como femenino o masculino, negro o blanco, católico o no católico, devaluación o no devaluación.

Un método para cuantificar tales atributos es mediante la construcción de variables cualitativas que pueden adquirir valores de 1 o 0, el 0 indicando la ausencia del atributo y el 1 indicando la presencia del atributo.¹

¹ Es importante señalar que no necesariamente se tiene que utilizar los valores de 0 y 1. En general se puede utilizar cualquier otro par. Sin embargo, en la mayoría de los estudios donde se utilizan las variables dicótomos se asigna el par (0,1).

Los modelos que consideran a la variable dependiente como una variable dicótoma son:

1. El Modelo Lineal de Probabilidad (MLP)

2. El Modelo Probit

3. El Modelo Logit

Puesto que la probabilidad P debe encontrarse entre 0 y 1, estos modelos enfrentan la siguiente restricción:

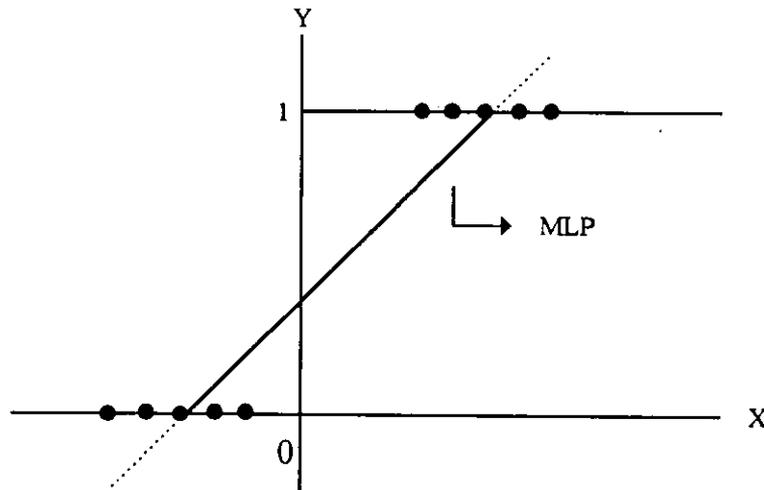
$$0 \leq E(Y_i | X_i) \leq 1$$

es decir, la esperanza condicional o probabilidad condicional debe encontrarse entre 0 y 1.

El modelo lineal de probabilidad (MLP) basado en el método de mínimos cuadrados no cumple con esta restricción. De hecho, a la hora de hacer la estimación de la variable dependiente mediante este método, puede darse el caso de que existan valores estimados menores que 0 y mayores que 1. Esta situación se ilustra a continuación:

GRÁFICA 4.1

EL MODELO LINEAL DE PROBABILIDAD



Por tal motivo, el MLP no es recomendable para hacer estimaciones donde la variable dependiente sea de naturaleza dicotoma. Por consiguiente, lo que se requiere es un modelo que cumpla con la restricción antes mencionada.

Greene (1993), Pindyck y Rubinfeld (1991) establecen que las funciones de distribución acumulativas que cumplen con esta propiedad son la normal, dando origen al modelo probit y la logística, dando origen al modelo logit.

Si x_i representa las variables a utilizar para explicar la probabilidad de que un evento ocurra, entonces en el modelo probit utiliza la siguiente forma funcional:

$$E(Y_i | x_i) = P(Y_i=1 | x_i) = \Phi(x_i \beta)$$

o bien:

$$P = \Phi (x_i \beta)$$

donde $\Phi (.)$ es la función de distribución acumulativa normal estándar, y β es el vector de coeficientes a estimar.

En el modelo logit:

$$E(Y_i | x_i) = P(Y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{x_i \beta}}{1 + e^{x_i \beta}}$$

o bien:

$$P = \frac{1}{1 + e^{-x_i \beta}}$$

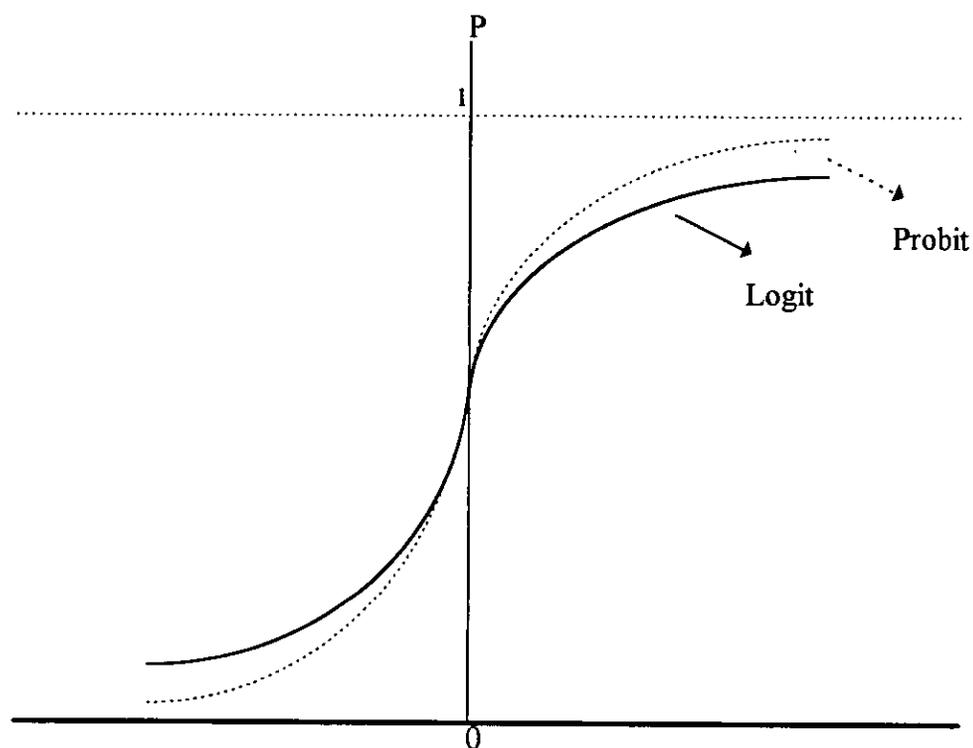
donde β es el vector de coeficientes a estimar.

La estimación de los coeficientes para ambos modelos es realizada por el método máxima verosimilitud.

Las formulaciones logística y probit son bastantes comparables, la principal diferencia en ellas es que la logística tiene colas ligeramente más planas, en este sentido, la curva del modelo probit se acerca a los ejes más rápidamente que la curva logística. Esta diferencia se ilustra a continuación:

GRÁFICA 4.2

LAS DISTRIBUCIONES ACUMULATIVAS LOGIT Y PROBIT



En los modelos utilizados para estimar la probabilidad de devaluación generalmente se utiliza con mayor frecuencia el modelo logit.²

No obstante, como señala Gujarati (1998) aunque cualitativamente ambos modelos tienen resultados similares, las estimaciones de los parámetros de los modelos no son directamente comparables.

² La explicación propia, por la cual no se utilizó el modelo probit en el presente trabajo, es que sus coeficientes no son lineales en los parámetros, situación que provoca dificultades al momento de interpretar los resultados de las regresiones.

Sin embargo, Amemiya (1981) sugiere que la estimación logit de un parámetro multiplicada por 0.625 proporciona una *aproximación* relativamente buena de la estimación probit del mismo parámetro.

4.2 APLICACIÓN DEL MODELO CON LAS VARIABLES SELECCIONADAS

Sin más preámbulos, el modelo es el siguiente:

Si la probabilidad de devaluación es denotada por Y , la variable dependiente dicótoma que asume valor de 1 si existe devaluación y 0 en otro caso. De tal manera que Y esté en función de las variables seleccionadas mediante la siguiente expresión:

$$Y = Y(R_i, M2/R_i, CIN, CNSB, TCR, BCT1^3)$$

donde:

R_i = Reservas internacionales

$M2/R_i$ = Cociente del agregado monetario $M2$ y las reservas internacionales

CIN = Crédito interno neto

$CNSB$ = Crédito neto al sistema bancario

TCR = Tipo de cambio real

$BCT1$ = Balanza comercial total

Cada variable se encuentra relacionada con la variable dependiente dicótoma de la siguiente manera:

$$Y = Y \begin{matrix} (-) & (+) & (+) & (+) & (+) & (-) \\ (R_i, & M2/R_i, & CIN, & CNSB, & TCR, & BCT1) \end{matrix}$$

³ Serie rezagada un período. Con el propósito que el saldo en la balanza comercial total contemple la apreciación del tipo de cambio real.

Por lo tanto, *a priori* se espera que la disminución de las reservas internacionales y el deterioro de la balanza comercial aumenten la probabilidad de devaluación.⁴

Asimismo, *a priori* se espera que el aumento del cociente M2/reservas internacionales, la apreciación del tipo de cambio real y la expansión del crédito interno neto y del crédito neto al sistema bancario eleven la probabilidad de devaluación.

Se asignó devaluación a la variable dicótoma, en aquellas observaciones donde el tipo de cambio nominal se dispara de su tendencia habitual -observa un salto discreto- a lo largo del período de estudio, lógicamente estas observaciones incluyen al colapso cambiario.⁵

Durante el período de estudio se asignó devaluación en tres subperíodos:

1994:12-1995:03, 1995:08-1995:11 y 1998:08-1998:10.

Los resultados del modelo número 1 que incluye a todas las variables seleccionadas se muestra a continuación:

⁴ Funke (1996) utilizando un modelo probit para estimar la probabilidad de devaluación señala que en la presión sobre el tipo de cambio, la pérdida de reservas internacionales puede ser más un síntoma que una causa. En este sentido, las reservas internacionales no disminuyen repentinamente porque los agentes cambien de opinión acerca de la viabilidad del régimen cambiario y entonces, arbitrariamente, decidan atacar la moneda doméstica.

⁵ La mayoría de los estudios no especifican exactamente en cuales observaciones se asigna devaluación, por ejemplo: Goldberg (1994), Funke (1996), Ötoker y Pazarbasioglu (1996 y 1997), Frankel y Rose (1996a y 1996b).

CUADRO 4.1
RESULTADOS DEL MODELO NO. 1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-156.8923	108.2768	-1.448992	0.1505
RI	0.000452	0.000725	0.623112	0.5346
M2RI	8.731612	6.822198	1.279883	0.2036
CIN	-0.000658	0.000445	-1.476579	0.1430
CNSB	0.000427	0.000292	1.465725	0.1459
TCR	0.776100	0.431465	1.798755	0.0751
BCT1	0.001481	0.002324	0.637297	0.5254
Log likelihood	-5.996941			

En el modelo número 1, obsérvese que aunque la mayoría de los coeficientes tienen el signo esperado, excepto las reservas internacionales, el crédito interno neto y la balanza comercial total, la mayoría de ellos son estadísticamente no significativos, a excepción del tipo de cambio real. Por tal motivo lo que se procede a hacer es una discriminación de hipótesis, es decir; se tendrán que eliminar algunas variables, la pregunta es: ¿cuáles variables?

De acuerdo a las conclusiones del trabajo de Funke (1996) (véase pie de página número 3) se pueden eliminar del modelo las reservas internacionales y otra variable asociada a éstas, es decir, el cociente M2/reservas internacionales.

De hecho, aunque hubo una elevación del agregado monetario M2 en los meses precedentes al colapso, la elevación exponencial del cociente M2/Ri en enero de 1995 está influenciada por la disminución abrupta de las reservas internacionales.

Suprimiendo estas dos variables del modelo se obtienen los siguientes resultados:

CUADRO 4.2
RESULTADOS DEL MODELO NO. 2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-41.62790	15.02327	-2.770895	0.0067
CIN	-5.59E-05	5.63E-05	-0.993919	0.3226
CNSB	0.000221	0.000121	1.825708	0.0708
TCR	0.655717	0.232005	2.826307	0.0057
BCT1	-0.001238	0.000885	-1.399068	0.1649
Log likelihood	-8.049149			

En el modelo número 2, obsérvese que se corrige ampliamente el nivel de significancia de todos los coeficientes.

Sin embargo, el crédito interno neto además de tener signo contrario es estadísticamente no significativo, por tal motivo se excluye del modelo y se obtienen los siguientes resultados:

CUADRO 4.3
RESULTADOS DEL MODELO NO. 3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-37.06922	11.69481	-3.169715	0.0020 *
TCR	0.622242	0.197348	3.153024	0.0021 *
CNSB	0.000173	9.32E-05	1.855357	0.0664 **
BCT1	-0.001271	0.000657	-1.935996	0.0556 **
Log likelihood	-8.622595			
Log likelihood ₀ 1/	-35.32939			
R ² _{MF} 2/	0.76			
R ² _M 3/	0.40			
R ² _{ANN} 4/	0.84			
H ₀ : C=0; χ (10.04709)				0.001526
H ₀ : TCR=0; χ (9.941563)				0.001616
H ₀ : CNSB=0; χ (3.442351)				0.063545
H ₀ : BCT1=0; χ (3.748081)				0.052868

* y ** denotan coeficiente estadísticamente significativo al 1% y 10% respectivamente.

1/ Log likelihood de regresión que únicamente incluye al término constante (asumiendo que los demás coeficientes son igual a cero).

2/ Pseudo R² definido por McFadden (1973) como *Likelihood Ratio Index* que es similar al coeficiente de determinación R² en regresión múltiple por el método de mínimos cuadrados.

3/ Pseudo R² definido por Maddala (1983) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

4/ Pseudo R² definido por Veall y Zimmermann (1990, 1992) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

En el modelo número 3 todos los coeficientes tienen el signo esperado y además son estadísticamente significativos.

Aplicando la prueba de hipótesis a cada coeficiente, estableciendo como hipótesis nula que el coeficiente es igual a cero, de tal manera que el coeficiente tenga efecto nulo sobre la probabilidad de devaluación, se encontró que la hipótesis nula se rechaza, por tanto, cada coeficiente es estadísticamente distinto de cero.

Respecto a las distintas medidas presentadas del coeficiente de determinación (R^2), se observa que éstas difieren entre sí. Sin embargo, el coeficiente de determinación que se usa con mayor frecuencia en los modelos logit para estimar la probabilidad de devaluación es el presentado por McFaden (1973), es decir, el *Likelihood Ratio Index*, como una medida de la bondad del ajuste del modelo.

En este tenor, el término constante, el tipo de cambio real, el crédito neto al sistema bancario y la balanza comercial explican 75% de la variación en la probabilidad de que exista devaluación.

Respecto a la interpretación de los coeficientes del modelo es conveniente señalar que ninguno de los trabajos precedentes realiza este ejercicio.⁶ Todos se conforman con decir que la interpretación de los coeficientes es demasiado difícil. Y en realidad no lo es.

⁶ *cf.* Ötoker y Pazarbasioglu (1996 y 1997), Goldber (1993) y Funke (1996). Frankel y Rose (1996a y 1996b) realizan una interpretación de los coeficientes obtenidos en un modelo probit, sin embargo, la interpretación la hacen en un contexto de modelo lineal, cuando los coeficientes del modelo probit no son lineales en los parámetros, es decir, están olvidando la distribución normal en la cual esta basada en el modelo.

Por ejemplo, el signo negativo del intercepto, mide el efecto de aquellas variables que no se encuentran contempladas en el modelo y en las cuales existe tendencia adversa que contribuye a explicar la probabilidad de que exista devaluación.

El coeficiente del tipo de cambio real sugiere que para el período de estudio, un incremento unitario en esta variable, aumenta el logaritmo de la probabilidad en favor de que exista devaluación en 0.62.

No obstante, esta interpretación es ligeramente ambigua. Sin embargo se puede mejorar; tomando el antilog de 0.622242, restando 1 y multiplicando por 100, se obtiene que dado un incremento unitario en el TCR, la probabilidad de existir devaluación aumenta en 86.3%. Resultado que tiene más sentido.

Análogamente, dado un incremento unitario en el CNSB, la probabilidad de existir devaluación aumenta en 0.017%.

Finalmente, dado un decremento unitario en la BCT1, la probabilidad de que exista devaluación aumenta en 0.127%.

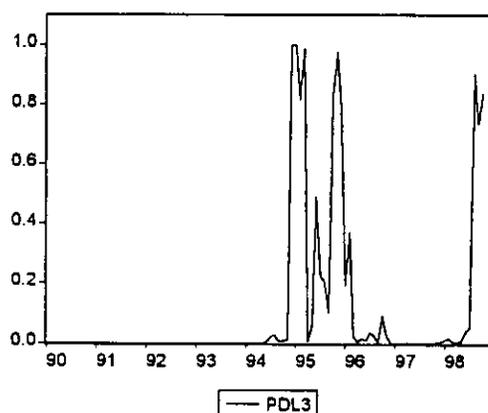
La ecuación resultante del modelo número 3 es la siguiente:

$$Y = 1 / 1 + e^{-(-37.069217 + 0.62224209*TCR + 0.00017288076*CNSB - 0.0012713241*BCT1)}$$

Las probabilidades en favor de existir devaluación que estima el modelo en los tres subperíodos establecidos se muestran a continuación:

GRÁFICA 4.3

ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN CON EL MODELO NO. 3



De acuerdo a las estimaciones del modelo, en diciembre de 1994 la probabilidad en favor de existir devaluación es del 0.99. De hecho para el primer subperíodo (1994:12-1995:03) las probabilidades son: 0.99, 0.99, 0.81 y 0.98 respectivamente.

Las probabilidades para el segundo y tercer subperíodo también son elevadas como se aprecia en la gráfica.

Un aspecto sumamente importante a señalar es que el modelo predice probabilidades relativamente elevadas en algunos meses donde no se asignó devaluación en la variable dicótoma. Por ejemplo en 1995:06 y 1995:12. Es decir, el modelo está prediciendo una elevada posibilidad de existir devaluación donde no hubo salto exponencial del tipo de cambio nominal.

4.3 ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

En el modelo número 3 la contribución del crédito neto al sistema bancario y de la balanza comercial total en la probabilidad de devaluación fue relativamente baja. El siguiente ejercicio busca elevar la contribución de estos coeficientes.

Si se considera el crédito neto al sistema bancario como porcentaje del Producto Interno Bruto (CNSBPIB) se obtienen los siguientes resultados:

CUADRO 4.4
RESULTADOS DEL MODELO NO. 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-39.22325	13.56905	-2.890641	0.0047 *
TCR	0.650722	0.226331	2.875091	0.0049 *
CNSBPIB	0.835788	0.435321	1.919934	0.0577 **
BCT1	-0.001384	0.000737	-1.877737	0.0633 **
Log likelihood	-7.801144			
Log likelihood ₀ 1/	-35.32939			
R ² _{MF} 2/	0.78			
R ² _M 3/	0.40			
R ² _{ANN} 4/	0.85			
H ₀ : C=0; χ (8.355805)				0.003845
H ₀ : TCR=0; χ (8.266146)				0.004039
H ₀ : CNSBPIB=0; χ (3.686147)				0.054866
H ₀ : BCT1=0; χ (3.525895)				0.060417

* y ** denotan coeficiente estadísticamente significativo al 1% y 10% respectivamente.

1/ Log likelihood de regresión que únicamente incluye al término constante (asumiendo que los demás coeficientes son igual a cero).

2/ Pseudo R² definido por McFadden (1973) como *Likelihood Ratio Index* que es similar al coeficiente de determinación R² en regresión múltiple por el método de mínimos cuadrados.

3/ Pseudo R² definido por Maddala (1983) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

4/ Pseudo R² definido por Veall y Zimmermann (1990, 1992) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

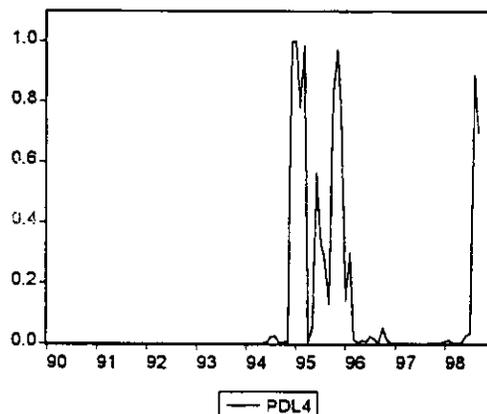
Puede observarse en los resultados de la regresión que la contribución de todos los coeficientes mejora, especialmente la del crédito neto al sistema bancario expresada como porcentaje del PIB. La bondad del ajuste del modelo se eleva ligeramente, los coeficientes tienen el signo esperado y todos son estadísticamente significativos.

Sin embargo, analizando detalladamente cada coeficiente, el modelo no mejora del todo. Dado un incremento unitario del TCR se obtiene que la probabilidad de existir devaluación aumenta en 91.6%. En el caso del CNSBPIB se obtiene que dado un incremento unitario en esta variable, la probabilidad de que exista devaluación aumenta en 130.6%. Resultado que es sumamente exagerado y tal vez poco creíble.

Este tipo de situaciones es precisamente lo que se ha dejado de lado en trabajos precedentes. Se pueden obtener coeficientes que contribuyan en gran medida a estimar la probabilidad de devaluación, pero en el momento que se realiza la interpretación de éstos, teniendo en mente la función de distribución acumulativa de las cuales provienen, resulta que en la mayoría de los casos carece de sentido práctico la estimación de los coeficientes. Para finalizar con este ejercicio, dado un decremento de una unidad en la BCT1, la probabilidad de existir devaluación aumenta en 0.13%.

GRÁFICA 4.4

ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN CON EL MODELO NO. 4



Si se expresa la variable balanza comercial total como porcentaje del PIB, se obtienen los siguientes resultados.

CUADRO 4.5
RESULTADOS DEL MODELO NO. 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-33.42633	10.54685	-3.169319	0.0020 *
TCR	0.560195	0.180468	3.104117	0.0025 *
CNSB	0.000150	8.49E-05	1.764696	0.0806 **
BCT1PIB	-4.434578	2.574351	-1.722600	0.0880 **
Log likelihood	-8.957419			
Log likelihood ₀ 1/	-35.32939			
R ² _{MF} 2/	0.75			
R ² _M 3/	0.39			
R ² _{ANN} 4/	0.83			
H ₀ : C=0; χ (10.04458)				0.001528
H ₀ : TCR=0; χ (9.635542)				0.001908
H ₀ : CNSB=0; χ (3.114151)				0.077615
H ₀ : BCT1PIB=0; χ (2.967350)				0.084961

* y ** denotan coeficiente estadísticamente significativo al 1% y 10% respectivamente.

1/ Log likelihood de regresión que únicamente incluye al término constante (asumiendo que los demás coeficientes son igual a cero).

2/ Pseudo R² definido por McFadden (1973) como *Likelihood Ratio Index* que es similar al coeficiente de determinación R² en regresión múltiple por el método de mínimos cuadrados.

3/ Pseudo R² definido por Maddala (1983) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

4/ Pseudo R² definido por Veall y Zimmermann (1990, 1992) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

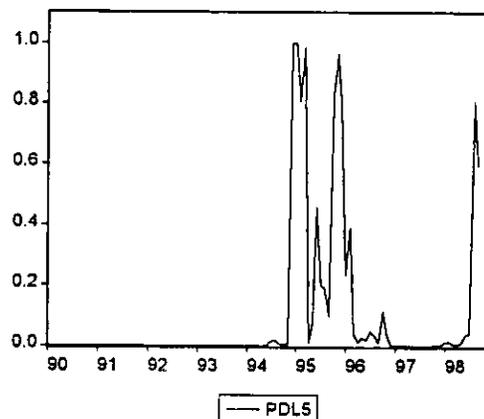
Al realizar la transformación de la balanza comercial total, sucede que aumenta la capacidad explicativa del coeficiente dentro del modelo.

En este caso dado un decremento unitario en la BCT/PIB, la probabilidad en favor de existir devaluación aumenta 98.8%. Resultado considerablemente mayor que el obtenido en las dos regresiones anteriores.

Los demás coeficientes no se alteran significativamente, en el caso del tipo de cambio real, un incremento unitario aumenta la probabilidad de devaluación en 75% y del crédito neto al sistema bancario en 0.015%.

GRÁFICA 4.5

ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN CON EL MODELO NO. 5



Si se expresan *ambas* variables como porcentaje del PIB, nuevamente se obtiene resultados ilógicos. Los resultados se muestran a continuación:

CUADRO 4.6
RESULTADOS DEL MODELO NO. 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-36.30778	12.02082	-3.020409	0.0032 *
TCR	0.605332	0.202873	2.983804	0.0036 *
CNSBPIB	0.740563	0.392176	1.888345	0.0618 **
BCT1PIB	-5.169056	2.832750	-1.824749	0.0710 **
Log likelihood	-8.348391			
Log likelihood ₀ 1/	-35.32939			
R ² _{MF} 2/	0.76			
R ² _M 3/	0.40			
R ² _{ANN} 4/	0.84			
H ₀ : C=0; χ (9.122872)				0.002524
H ₀ : TCR=0; χ (8.903086)				0.002847
H ₀ : CNSBPIB=0; χ (3.565846)				0.058980
H ₀ : BCT1PIB=0; χ (3.329708)				0.068039

* y ** denotan coeficiente estadísticamente significativo al 1% y 10% respectivamente.

1/ Log likelihood de regresión que únicamente incluye al término constante (asumiendo que los demás coeficientes son igual a cero).

2/ Pseudo R² definido por McFadden (1973) como *Likelihood Ratio Index* que es similar al coeficiente de determinación R² en regresión múltiple por el método de mínimos cuadrados.

3/ Pseudo R² definido por Maddala (1983) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

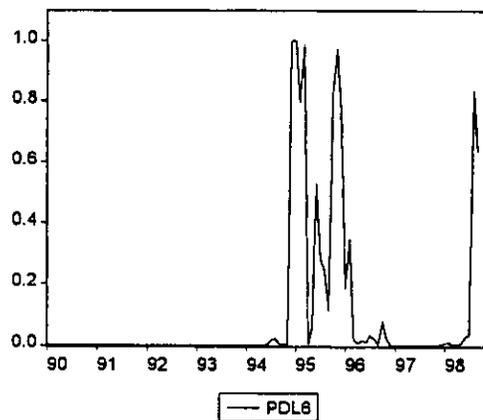
4/ Pseudo R² definido por Veall y Zimmermann (1990, 1992) como una medida alternativa al *Likelihood Ratio Index*.

En este caso, un incremento unitario en CNSBPIB aumenta la probabilidad de devaluación en 109.7%, un decremento unitario de BCT1PIB aumenta la probabilidad de devaluación 99.4%. Resultados que son sumamente elevados, excepto en el tipo de

cambio real. Un incremento unitario en TCR aumenta la probabilidad de devaluación en 83.1%.

GRÁFICA 4.6

ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE DEVALUACIÓN CON EL MODELO NO. 6



4.4 CONCLUSIONES DEL MODELO

Después de haber seleccionado las variables que se introdujeron en el modelo y de las cuales únicamente tres aprobaron las pruebas estadísticas, resulta que la apreciación del tipo de cambio real, la expansión del crédito neto al sistema bancario y el deterioro de la balanza comercial *antes del ataque especulativo* son tres variables fundamentales que ayudan a explicar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio para el período 1990-1998.

Tal vez parezca simple, que después de analizar en el capítulo anterior 15 variables “*candidatos*” y seleccionar 6, únicamente el modelo incluya tres de ellas para fines de estimación.

Sin embargo, si se aplica el principio de *parsimonia*, es decir, explicar mucho con poco, resulta que no fue en vano construir el modelo econométrico. Sobre todo, cuando todos los modelos precedentes aplicados al caso de México sufren de un problema común: *sobreparametrización*.

Al menos para el período de estudio las variables de los modelos de primera generación fueron las que contribuyeron a estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio.

Respecto a las variables de los modelos de segunda generación se utilizó la tasa general de desempleo abierto, en la cual no se encontró evidencia empírica que permitiese introducirla en el modelo.

Sin embargo, aquí es importante hacer una anotación:

En economía como en cualquier ciencia social los datos obtenidos son de naturaleza no experimental, es decir no están sujetos al control del investigador. Por tal motivo, la calidad de los datos seguramente influyó en que no se seleccionasen algunas variables para introducirlas en el modelo.

Asimismo, como se señaló en el primer capítulo con el ejemplo de crisis autovalidante de teoría de juegos, donde resultaron dos equilibrios de Nash. En los modelos de segunda generación la posición intermedia de los fundamentos, provoca que una crisis cambiaria pueda tener o no lugar. No obstante, en la práctica es sumamente complicado establecer cuándo una variable se encuentra en posición intermedia para que una crisis pueda ocurrir.

Por otro lado, la utilización de modelos con variable dependiente dicótoma es una herramienta sumamente sensible, basta con que se adopte una definición de devaluación diferente para que se obtengan resultados completamente distintos. Por tal motivo, teniendo en mente las carencias de estos modelos, no se sugiere más que observar la tendencia de las tres variables donde se encontró evidencia econométrica.

Las principales carencias del presente modelo son dos: una es que deja fuera otras variables *e.g.* cociente de deuda pública denominada en moneda extranjera/reservas internacionales, tasa de interés interna y alguna variable dicótoma de efecto contagio. Otra es que no es posible estimar la *magnitud* de la devaluación del tipo de cambio con las variables explicativas del modelo.⁷

⁷ Funke (1996) realiza este ejercicio basándose en la paridad descubierta de tasas de interés.

Conclusiones generales

El presente trabajo se basó en la literatura de crisis cambiarias o de ataques especulativos para seleccionar las variables indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio y construir el modelo econométrico. De esta forma, se logró estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio en el período 1990-1998.

Inicialmente, se realizó la revisión de los modelos de ataques especulativos de primera y segunda generación, y se arribó a los resultados fundamentales de estos modelos. En los modelos de primera generación, la monetización del déficit público, en un sistema de tipo de cambio fijo, provoca la disminución persistente de reservas internacionales y finalmente el colapso cambiario. En cambio, en los modelos de segunda generación, la característica primordial es la posición intermedia de los fundamentos económicos previo al ataque especulativo. Esta situación provoca que el ataque pueda o no ocurrir.

Posteriormente, utilizando un modelo de ataques especulativos de primera generación, se determinó el proceso de una crisis de balanza de pagos y el momento preciso del colapso cambiario.

Más adelante, se seleccionaron las variables indicadores de vulnerabilidad en el tipo de cambio, mediante la revisión de la literatura empírica de los modelos de ataques especulativos.

Finalmente, las variables seleccionadas se introdujeron en el modelo econométrico y se realizó la estimación de la probabilidad de devaluación del tipo de cambio para el período 1990-1998.

Los resultados del modelo econométrico fueron que la apreciación del tipo de cambio real, el deterioro de la balanza comercial y la expansión del crédito neto al sistema bancario, permiten estimar la probabilidad de devaluación del tipo de cambio y además son variables que indican que el tipo de cambio puede experimentar una devaluación.

Es sumamente importante señalar que de acuerdo a los resultados obtenidos, la devaluación del tipo de cambio y la caída abrupta de reservas internacionales en 1994, corresponde un caso particular de crisis cambiaria. En el sentido que en un primer momento disminuyen las reservas internacionales y después entra en acción el gobierno con la decisión del Banco Central de instrumentar la expansión del crédito neto al sistema bancario.

Ahora bien, la disminución inicial de reservas internacionales no fue una decisión arbitraria de los agentes. Los resultados del modelo econométrico número 3, señalan que existen elementos detrás de esta decisión.

La fuerte apreciación del tipo de cambio real, resultado de utilizar al tipo de cambio nominal como instrumento de combate a la inflación y el agudo deterioro en la balanza comercial, consecuencia de la apreciación del tipo de cambio real y del auge al consumo privado, financiado por los flujos del exterior, aportan evidencia necesaria. Sin embargo, no se niega la posibilidad de que la incertidumbre política también haya influido en la decisión de los agentes económicos.

Una vez que se detuvieron las entradas de capital y las reservas internacionales comenzaron a disminuir, el Banco Central optó por esterilizar las salidas de capital y de esta manera controlar posibles incrementos sobre la tasa de interés, al mismo tiempo que se financiaba al sector privado para que cubriera su demanda de productos del exterior. Esto se corrobora con la expansión del crédito neto al sistema bancario.

De esta manera, existen elementos suficientes para rechazar la aseveración de que una crisis cambiaria ocurra arbitrariamente.

Cobra especial importancia que el uso del tipo de cambio como ancla nominal sólo es recomendable en el corto plazo. Asimismo, los desequilibrios externos deben corregirse oportunamente.

Antes de la crisis cambiaria de 1994, las autoridades monetarias se negaron a hacerlo y esta decisión hundió al país en una de sus más profundas depresiones.

En el presente, los agentes ya incorporan en sus expectativas el deterioro en estas dos variables, de ahí que cada vez sea más importante su constante seguimiento y de presentarse el caso, su oportuna corrección.

Bibliografía consultada

- Agénor, Pierre-Richard y Robert P. Flood (1994).** *“Macroeconomic Policy, Speculative Attacks and Balance of Payments Crises”*, en *The Handbook of International Macroeconomics*, ed. Frederick van Ploeg (Cambridge, Massachusetts; Oxford, England: Blackwell), pp. 224-250.
- Amemiya, T. (1981).** *“Qualitative Response Models”*, en *Journal of Economic Literature*. Vol. 19, pp. 331-354.
- Ayala, José (1997).** *Economía Pública: Una Guía Para Entender al Estado*. 1a ed. Facultad de Economía. UNAM. México. pp. 376.
- Bordo, Michael y Schwartz, Anna (1996).** *“Why Clashes Between Internal and External Stability Goals End In Currency Crises, 1797-1994”*, en *Open Economies Review*. Vol. 7, Special Supplemental Issue. pp. 437-468.
- Calvo, Guillermo y Mendoza , Enrique (1996a).** *“Mexico’s Balance of Payments Crisis: A Chronicle of Death Foretold”*, en *Journal of International Economics*. Vol. 41, Symposium on Mexico: Special Issue. pp. 235-264.
- Calvo, Guillermo y Mendoza , Enrique (1996b).** *“Petty Crime and cruel Punishment: Lessons From The Mexican Debacle”*, en *American Economic Review Papers and Proceedings*. Vol. 86, Núm. 2. Mayo, pp. 170-175.
- Cázares, Laura et al. (1992).** *Técnicas Actuales de Investigación Documental*. 2a reimpresión. Trillas. México. pp. 194.
- Dornbusch, Rudiger y Werner, Alejandro (1994).** *“Mexico: Stabilization, Reform and No Growth”*, en *Brookings Papers on Economic Activity*. NBER Macroeconomic Annual. pp. 253-315.
- Flood, Robert y Marion, Nancy (1996).** *“Speculative Attacks: Fundamentals and Self-fulfilling Prophecies”*, en *NBER Working Paper Núm. 5789*. Octubre. pp. 31.
- Flood, Robert y Peter Garber (1984)** *“Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples”*, en *Journal of International Economics*. Vol. 17, pp. 13.

- Frankel, Jeffrey y Rose, Andrew (1996a).** *"Currency Crashes In Emerging Markets: Empirical Indicators"*, en NBER Working Paper Núm. 5437. Enero. pp. 29.
- Frankel, Jeffrey y Rose, Andrew (1996b).** *"Currency Crashes In Emerging Markets: An Empirical Treatment"*, en Journal of International Economics. Vol. 41, Symposium on Mexico: Special Issue. pp. 351-366.
- Funke, Norbert (1996).** *"Vulnerability of Fixed Exchange Rate Regimes: The Role of Economic Fundamentals"*, en OECD Economic Studies. Núm. 26. pp. 157-176.
- Goldberg, Linda (1994).** *"Predicting Exchange Rate Crises: Mexico Revisited"*, en Journal of International Economics. Vol. 36, Núm. 314. Mayo, pp. 413-430.
- Greene, William (1993).** *Econometric Analysis*. 2a ed. Mac Millan Publishing Company. New York. pp. 783.
- Gujarati, Damodar (1998).** *Econometría Básica*. 3a ed. McGraw-Hill. Colombia. pp. 824.
- International Monetary Fund (1995).** *"Mexican Foreign Exchange Market Crises From the Perspective of the Speculative Attack Literature"*, en International Capital Markets: Developments, Prospects, and Policy Issues. pp. 70-79.
- Kaminsky, Graciela et al. (1998)** *"Leading Indicators of Currency Crises"*, en IMF Staff Papers. Vol. 45, Núm. 1. Marzo. pp. 48.
- Kenen, Peter (1996).** *"Analyzing and Managing Exchange-Rate Crises"*, en Open Economies Review. Vol. 7, Special Supplemental Issue. pp. 469-492.
- Krugman, Paul (1979).** *"A Model of Balance-of Payments Crises"*, en Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 11. Núm. 3. Agosto, pp. 311-325.
- Krugman, Paul (1996).** *"Are Currency Crises Self-fulfilling ?"*, en Brookings Papers on Economic Activity. NBER Macroeconomic Annual. pp. 345-378.

- Krugman, Paul (1997a).** “*Currency Crises*”, mimeo.
- Krugman, Paul (1997b).** “How I Work”, mimeo.
- Krugman, Paul (1998).** “What Happened To Asia”, mimeo.
- Krugman, Paul y Obstfeld, Maurice (1995).** *Economía Internacional*. 3a ed. Mc Graw-Hill. México. pp. 962.
- Lilien, David et al. (1995).** *Eviews User Guide Version 2.0*. Quantitative Micro Software. USA. pp. 372.
- Loría, Eduardo (1997).** “*El Tipo de Cambio: Una Revisión de la Crisis y un Pronóstico*”, en *Economía Informa*, Núm. 59. Julio-Agosto. pp. 33-40.
- Mansell, Catherine (1994).** *Las Nuevas Finanzas en México*. 5a reimpression. Milenio, Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas e Instituto Tecnológico Autónomo de México. México. pp. 535.
- Mantey, Guadalupe (1991).** *Lecciones de Economía Monetaria*. Facultad de Economía. UNAM. México. pp. 151.
- Obstfeld, Maurice (1994).** “*The Logic of Currency Crises*”, en NBER Working Paper Núm. 4640. Febrero. pp. 54.
- Obstfeld, Maurice (1995a).** “*Models of Currency Crises With Self-fulfilling Features*”, en NBER Working Paper Núm. 5285. Octubre. pp. 19.
- Obstfeld, Maurice (1995b).** “*The Mirage of Fixed Exchange Rates*”, en *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9, Núm. 4. Fall, pp 73-96.

Ötoker, Inci y Pazarbasioglu, Ceyla (1996). "Speculative Attacks and Currency Crises: The Mexican Experience", en *Open Economies Review*. Vol. 7, Special Supplemental Issue. pp. 535-552.

Ötoker, Inci y Pazarbasioglu, Ceyla (1997). "Likelihood Versus Timing of Speculative Attacks: A Case Study of Mexico", en *European Economic Review*. Vol. 41, Symposium on Mexico: Special Issue. pp. 837-845.

Pindyck, Robert y Rubinfeld, Daniel (1991). *Econometric Models and Economic Forecast*. Third edition. McGraw-Hill. USA. pp. 596.

Rasmusen, Eric (1996). *Juegos e Información: Una Introducción a la Teoría de Juegos*. 1a ed. en español. F.C.E. México. pp. 548.

Sachs, Jeffrey et al. (1996a). "The Collapse of the Mexican Peso: What Have We Learned?", en *Economic Policy*. Núm. 22. Abril. pp. 13-56.

Sachs, Jeffrey et al. (1996b). "Financial Crises In Emerging Markets: The Lessons From 1995", en NBER Working Paper Núm. 5576. Mayo. pp. 51.

Salant, Stephen y Henderson, Dale (1978). "Market Anticipations of Government Policies and the Price of Gold", en *Journal of Political Economy*. Vol. 86. Agosto. pp. 629-648.

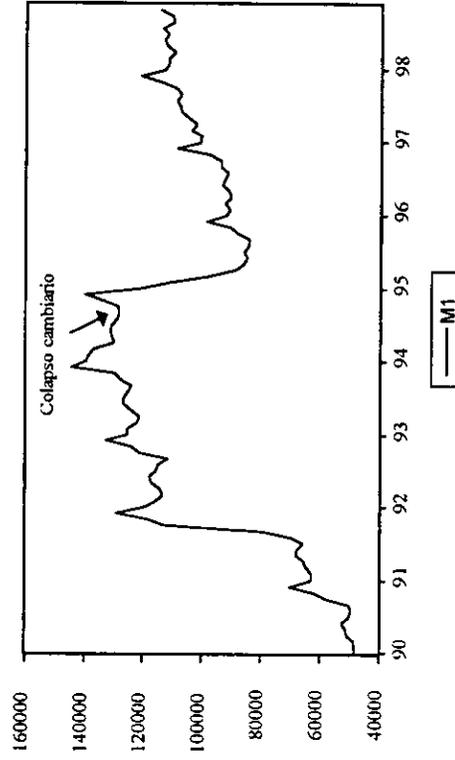
Veall, Michael y Zimmermann, Klaus (1996). "Pseudo R^2 Measures For Some Common Limited Dependent Variables Models", en *Journal of Economic Surveys*. Vol. 10, Núm. 3, Septiembre. pp. 241-259.

Anexo estadístico

AGREGADO MONETARIO M1 EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	48296.96	48447.80	48730.59	50822.43	51403.14	52696.27	50194.49	49317.72	50202.90	57650.28	62378.09	70240.17
1991	63173.91	62791.01	64808.56	65567.28	68081.67	67910.11	65785.09	70092.91	79562.82	113107.53	118157.64	129094.33
1992	119308.97	115886.79	113353.36	114421.22	117337.97	117852.44	115834.68	114928.82	111699.47	121435.46	124330.54	132722.47
1993	125647.30	125515.96	122396.02	121492.93	124446.68	126923.63	126775.40	125236.15	124292.84	127847.51	129807.09	144684.14
1994	139647.37	138908.04	137448.87	129964.88	130782.81	131384.75	130768.37	128985.41	128381.14	128693.98	133646.84	140243.04
1995	121471.07	110989.13	98422.43	89094.79	86183.87	85030.89	85990.75	84608.96	83965.47	88142.86	90778.66	98764.94
1996	92080.06	90841.33	92573.79	90410.86	91289.45	93242.33	92556.27	91378.45	93730.05	94028.07	97971.70	108818.33
1997	101240.08	100408.27	103828.11	102288.80	104841.00	107342.28	107832.02	108836.91	107292.50	109263.69	114121.63	121173.84
1998	113265.26	111657.52	111640.10	109429.59	112337.76	113143.04	111828.20	113960.96	110056.65	110702.37	114437.29	***

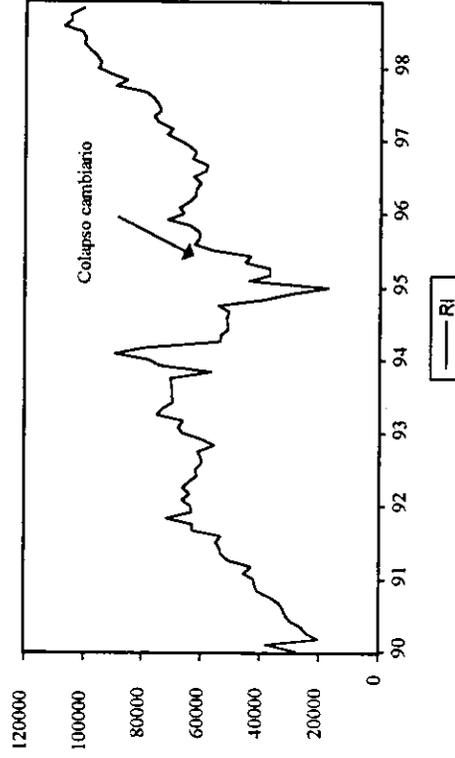


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

RESERVAS INTERNACIONALES BRUTAS EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	27689.54	38024.99	20110.99	24141.28	25913.60	29897.68	31323.15	32302.29	33649.77	36273.22	40858.45	41794.56
1991	42216.19	45511.54	43005.43	50722.35	53428.15	53909.79	55140.12	53495.68	62972.76	63177.31	71940.00	63299.84
1992	63833.53	66825.99	64010.42	66630.66	64463.74	61632.14	62124.59	60000.54	60299.22	61374.43	55695.65	60660.51
1993	66718.59	68151.65	66222.07	75426.15	73398.06	69852.09	70236.38	70004.00	70382.91	70563.38	56952.05	74047.67
1994	78685.87	89700.46	79031.01	53668.27	53697.72	51028.33	51476.30	51709.93	50835.47	54436.90	39389.83	29714.40
1995	17351.49	43975.55	37002.91	36957.96	45424.48	43432.35	56494.17	62619.37	60853.07	61163.12	64145.87	71849.24
1996	66246.64	67828.67	64364.29	62430.35	62321.53	60483.75	63035.29	59024.84	58366.46	63460.47	62160.52	64447.77
1997	67618.38	72234.54	70261.35	74899.18	76525.90	74355.71	75082.16	76667.34	79336.08	89575.10	85746.37	91309.92
1998	95862.83	94775.34	96248.43	98569.86	100562.18	99870.63	101333.83	107623.18	104700.40	105205.31	100552.65	***

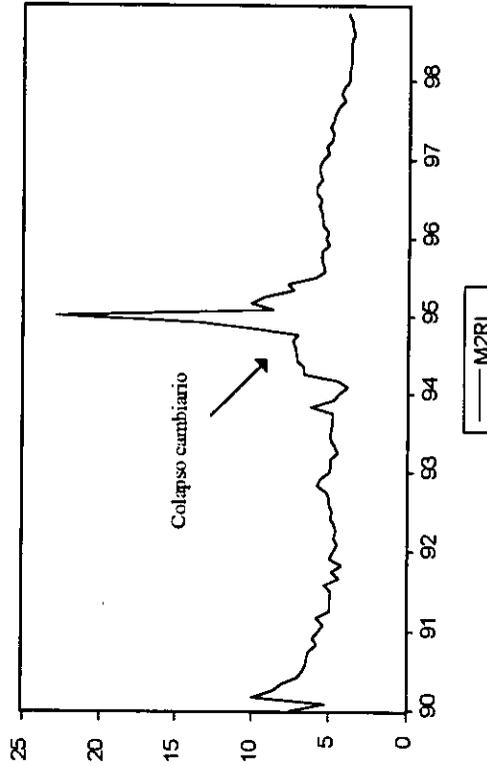


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

AGREGADO MONETARIO M2/RESERVAS INTERNACIONALES BRUTAS EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	7.46	5.26	10.02	8.59	8.08	7.07	6.72	6.52	6.47	6.31	5.81	6.10
1991	5.73	5.37	5.84	5.03	4.97	4.98	4.89	5.37	4.38	4.88	4.24	4.99
1992	4.79	4.52	4.76	4.59	4.71	4.95	4.84	5.06	5.08	5.24	5.86	5.60
1993	5.05	4.92	5.04	4.52	4.72	4.98	4.96	4.87	4.83	4.88	6.24	4.81
1994	4.45	3.88	4.55	6.73	6.71	7.19	7.21	7.29	7.46	7.12	9.99	13.58
1995	22.91	8.74	10.19	9.25	7.43	7.78	6.01	5.41	5.53	5.65	5.58	5.13
1996	5.34	5.18	5.56	5.58	5.62	5.80	5.63	5.99	5.99	5.58	5.77	5.82
1997	5.58	5.20	5.36	4.95	4.89	5.09	4.89	4.76	4.57	4.15	4.40	4.23
1998	3.85	3.89	3.81	3.74	3.70	3.77	3.71	3.51	3.68	3.73	3.92	***

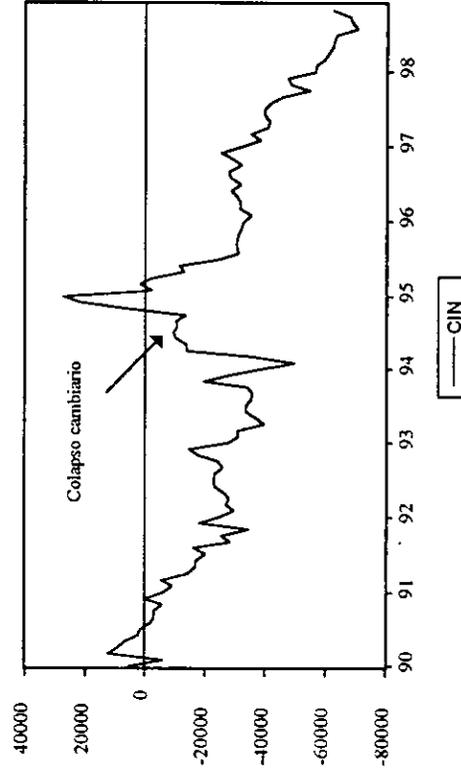


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

CRÉDITO INTERNO NETO EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	5353.31	-5842.84	12591.54	9393.60	7098.79	2240.46	1510.23	-1865.16	-3070.83	-3015.09	-5628.15	239.31
1991	-5892.76	-9127.76	-5459.22	-14194.31	-16678.94	-16887.93	-20044.03	-16199.37	-28324.47	-25428.16	-34459.14	-17978.29
1992	-24820.49	-29530.64	-26784.71	-27923.70	-26143.42	-22951.87	-23044.84	-23024.10	-25797.36	-24126.16	-17886.80	-14514.64
1993	-27670.82	-30953.88	-30778.31	-39629.49	-36918.96	-33622.09	-33434.57	-35006.30	-35699.50	-34039.16	-19514.65	-28194.42
1994	-37697.59	-49513.56	-36223.37	-13882.54	-13450.93	-10233.23	-9321.38	-10488.64	-10305.76	-13239.44	5622.79	21960.78
1995	27432.42	-2195.11	1670.93	-2057.48	-12871.49	-11323.79	-24408.54	-31151.19	-30394.15	-30528.30	-31071.91	-31948.00
1996	32843.35	35253.05	-31565.99	-31786.01	-30463.85	-28580.75	-31635.85	-28288.39	-27788.14	-32014.74	-28686.51	-25167.01
1997	32637.09	38169.75	-35028.55	-40740.51	-41492.41	-39778.78	-39777.73	-41800.97	-45529.07	-54441.75	-48427.59	-47301.38
1998	-56667.82	-56696.04	-59503.86	-61003.74	-62276.75	-62849.84	-63362.50	-70505.73	-68698.86	-67907.59	-62391.87	***

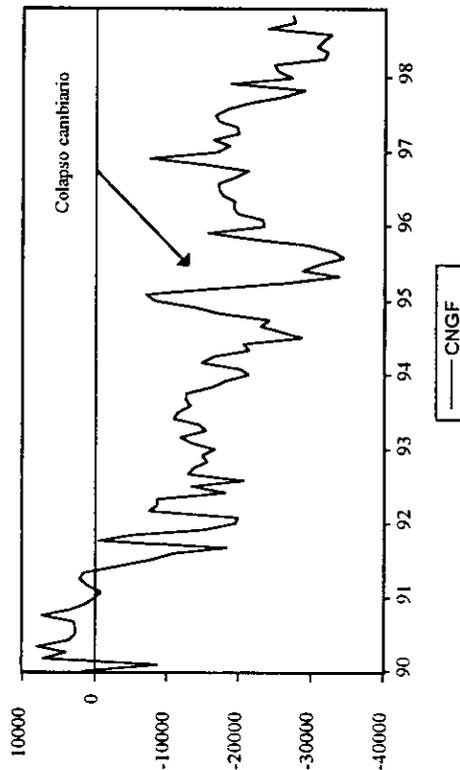


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

CRÉDITO NETO AL GOBIERNO FEDERAL EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	1528.64	-8740.65	7212.82	4030.61	8052.16	3661.14	2718.96	2688.84	2985.47	7478.45	3427.18	1291.53
1991	35.32	-900.88	1071.32	2148.56	1649.35	-3203.58	-7876.15	-10868.07	-18282.95	-525.86	-5369.36	-15120.00
1992	-19487.17	-19884.56	-7523.46	-8664.66	-8618.52	-18149.83	-13396.67	-20661.46	-12954.28	-13678.54	-15600.37	-14844.51
1993	-16614.06	-13319.80	-11902.01	-15396.71	-14430.96	-10879.05	-11542.37	-13285.19	-12515.12	-12652.18	-16311.31	-18146.79
1994	-21327.07	-20193.37	-14780.36	-16423.08	-21372.00	-20539.12	-28737.60	-25793.69	-22945.53	-24088.87	-16994.94	-13798.49
1995	-8301.79	-7032.11	-15796.32	-26756.40	-33790.76	-28715.18	-31016.01	-34401.24	-33156.10	-29598.00	-21572.24	-15644.50
1996	-23370.54	-23228.58	-19673.44	-19137.34	-19385.83	-17652.09	-17193.48	-17069.17	-19295.66	-21218.68	-15024.66	-7540.71
1997	-16853.95	-18602.91	-16304.88	-19913.70	-19605.08	-17164.65	-16643.14	-18323.55	-21664.47	-26052.55	-28976.11	-18719.47
1998	-27279.03	-25288.30	-24713.83	-31585.47	-32124.53	-30597.89	-31511.14	-32707.07	-23839.73	-27622.56	-27246.69	***

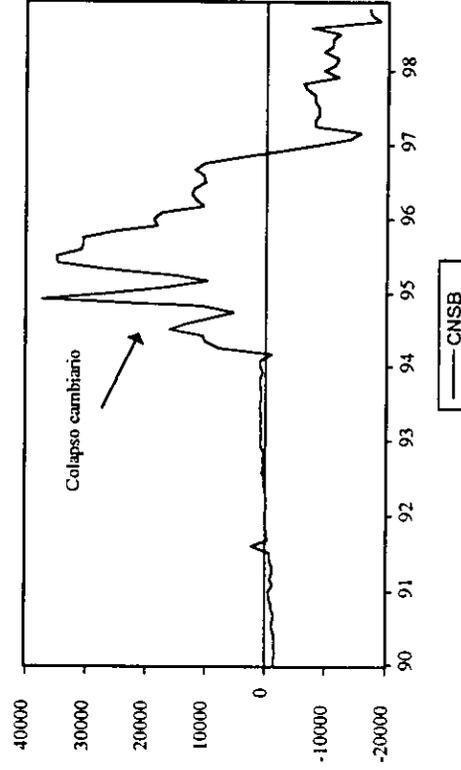


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

CRÉDITO NETO AL SISTEMA BANCARIO EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

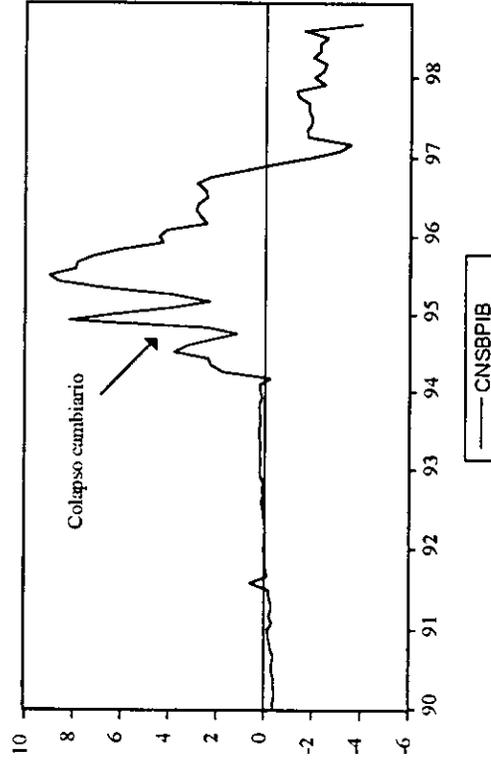
	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	-1392.87	-1449.74	-1633.73	-1520.29	-1546.70	-1450.53	-1151.19	-1211.71	-1523.43	-1018.59	-1009.18	-619.48
1991	-564.05	-1268.71	-764.21	-1209.21	-1094.04	-762.15	-625.30	2299.26	-462.12	-122.29	-26.67	42.08
1992	154.40	-88.07	-85.13	-18.03	57.11	281.49	258.50	608.92	271.27	563.67	216.93	891.34
1993	834.05	775.89	848.72	884.93	748.38	969.56	1008.04	774.60	853.60	968.16	989.59	539.26
1994	930.80	986.18	-962.73	7894.23	10138.87	10697.38	16132.56	13662.36	9478.40	5397.57	10943.42	37570.54
1995	26802.14	16875.76	9904.64	15545.19	27198.70	34888.43	35225.32	31048.44	30647.03	30740.63	25551.35	18248.90
1996	18874.25	17586.83	10498.66	11727.26	12553.23	12048.74	10150.57	10473.54	12021.97	10383.15	4357.78	-1961.86
1997	-8418.60	-13767.30	-15589.01	-8075.75	-7954.81	-8780.74	-8608.02	-7918.12	-8010.05	-6554.74	-6097.46	-11892.68
1998	-9437.56	-11234.89	-11848.50	-9421.85	-10920.74	-10793.95	-12122.96	-7361.16	-18653.05	-17361.19	-16953.69	***



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

CRÉDITO NETO AL SISTEMA BANCARIO COMO PORCENTAJE DEL PRODUCTO INTERNO BRUTO EN MÉXICO 1990-1998

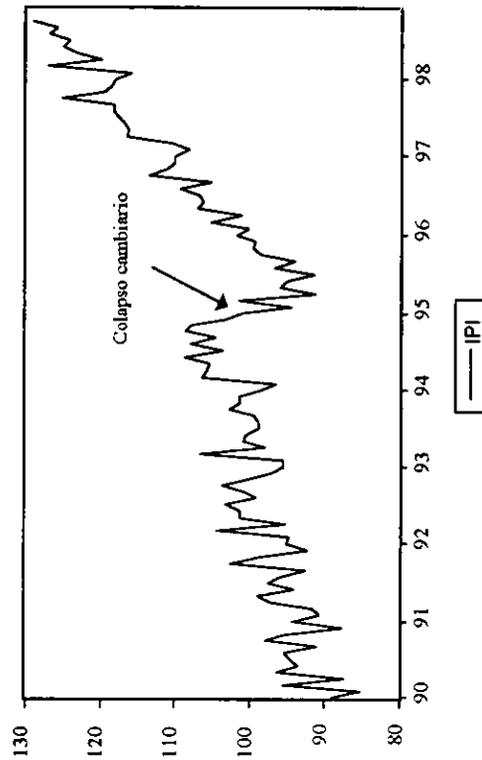
	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	-0.37	-0.39	-0.44	-0.39	-0.40	-0.38	-0.31	-0.33	-0.41	-0.26	-0.25	-0.16
1991	-0.15	-0.33	-0.20	-0.30	-0.27	-0.19	-0.16	0.61	-0.12	-0.03	-0.01	0.01
1992	0.04	-0.02	-0.02	0.00	0.01	0.07	0.07	0.15	0.07	0.13	0.05	0.21
1993	0.20	0.19	0.20	0.21	0.18	0.23	0.25	0.19	0.21	0.22	0.23	0.12
1994	0.22	0.23	-0.23	1.78	2.28	2.41	3.82	3.23	2.24	1.18	2.39	8.21
1995	6.32	3.98	2.34	3.86	6.75	8.66	9.07	7.99	7.89	7.23	6.01	4.29
1996	4.45	4.14	2.47	2.73	2.92	2.81	2.44	2.52	2.89	2.28	0.96	-0.43
1997	-1.89	-3.09	-3.50	-1.73	-1.71	-1.88	-1.92	-1.76	-1.78	-1.35	-1.25	-2.45
1998	-1.99	-2.37	-2.50	-1.94	-2.25	-2.22	-2.57	-1.56	-3.95	***	***	***



ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL EN MÉXICO 1990-1998

(Año base 1993 = 100)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	89.00	85.30	95.50	87.50	96.40	93.60	94.70	95.40	91.10	97.90	95.20	87.70
1991	94.30	90.70	91.60	97.30	98.90	94.10	97.60	95.90	92.60	102.60	98.60	92.30
1992	95.10	94.80	104.40	95.30	101.30	101.40	103.30	99.20	100.90	103.70	100.10	97.10
1993	95.50	95.60	106.70	98.00	100.90	100.60	98.80	98.90	99.50	102.80	101.40	101.50
1994	98.70	96.60	106.40	105.80	105.40	108.80	103.70	107.90	104.60	108.60	107.80	103.30
1995	101.10	94.50	101.50	91.30	96.00	95.10	91.50	96.70	94.00	98.60	99.60	99.30
1996	101.80	100.20	105.20	101.10	107.00	106.20	106.80	109.40	105.20	113.50	111.10	110.00
1997	110.00	108.20	110.50	116.60	116.30	116.80	117.70	118.40	118.30	125.20	119.50	118.60
1998	118.10	116.00	127.10	120.00	123.20	125.10	124.20	126.90	125.80	129.10	***	***

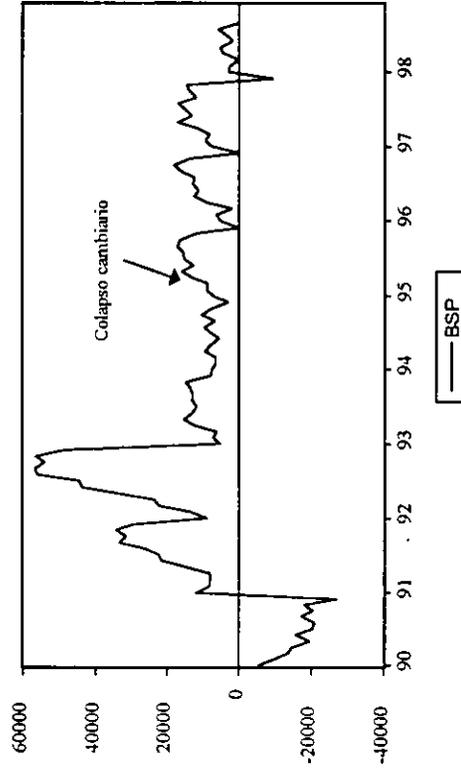


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

BALANCE DEL SECTOR PÚBLICO EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	-5434.21	-9521.39	-13580.61	-14676.16	-19495.33	-15641.49	-20136.38	-20896.02	-17283.73	-20477.77	-17967.67	-26885.81
1991	12044.04	8095.77	8182.53	8025.73	14884.79	21540.57	22507.29	26572.62	33399.98	31450.61	34346.11	29590.06
1992	9054.19	13714.40	22204.38	23702.18	33408.80	43794.44	44724.42	56105.35	56758.57	54173.48	56705.97	48782.21
1993	5354.19	7301.15	6316.31	12487.10	15381.37	13001.25	11949.10	13070.49	12978.12	13649.12	14944.69	8008.91
1994	7658.72	6610.92	6604.71	9493.25	8062.01	5695.20	7924.20	9682.95	6708.60	10433.18	7748.21	3037.22
1995	7161.09	9147.74	8746.65	12952.84	15865.01	12725.82	15309.07	15589.24	17206.83	16416.07	11941.33	-119.87
1996	5116.63	6338.39	1935.51	8983.42	12611.04	11308.70	12872.16	12361.68	16070.17	18188.42	13870.21	132.31
1997	7811.98	9402.33	8349.92	11787.08	17166.44	13175.10	15135.58	16958.37	12058.91	13886.28	14687.11	-9299.92
1998	3060.45	2652.57	288.18	4462.64	5361.08	1788.39	3538.10	5828.69	222.29	***	***	***

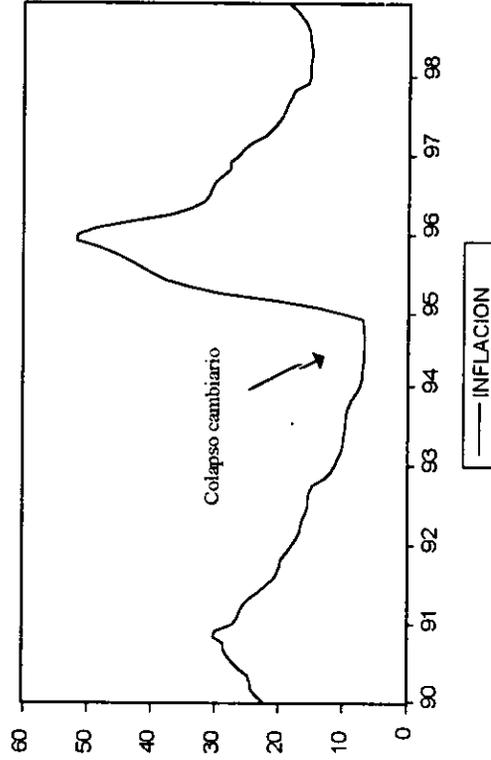


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

TASA DE INFLACIÓN EN MÉXICO 1990-1998

(Porcentaje de variación anual del INPC)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	22.48	23.57	24.40	24.43	24.89	26.11	27.14	28.08	28.68	28.62	30.21	29.93
1991	27.11	26.46	26.04	25.45	24.51	23.10	21.97	20.76	20.25	19.92	19.72	18.79
1992	17.95	17.30	16.82	16.64	16.28	15.85	15.56	15.46	15.32	14.82	12.96	11.94
1993	11.32	10.91	10.44	10.09	10.00	9.87	9.70	9.62	9.48	9.14	8.72	8.01
1994	7.50	7.18	7.10	7.01	6.92	6.85	6.81	6.74	6.71	6.83	6.93	7.05
1995	10.23	14.31	20.43	29.39	34.15	37.72	39.91	41.57	43.48	45.66	48.46	51.97
1996	51.72	48.95	43.75	36.93	33.83	31.82	31.03	30.60	30.00	28.97	27.77	27.70
1997	26.44	25.64	24.46	22.33	21.23	20.35	19.70	19.18	18.76	18.24	17.77	15.72
1998	15.27	15.35	15.27	15.10	14.97	15.31	15.41	15.50	15.92	16.65	17.41	18.61

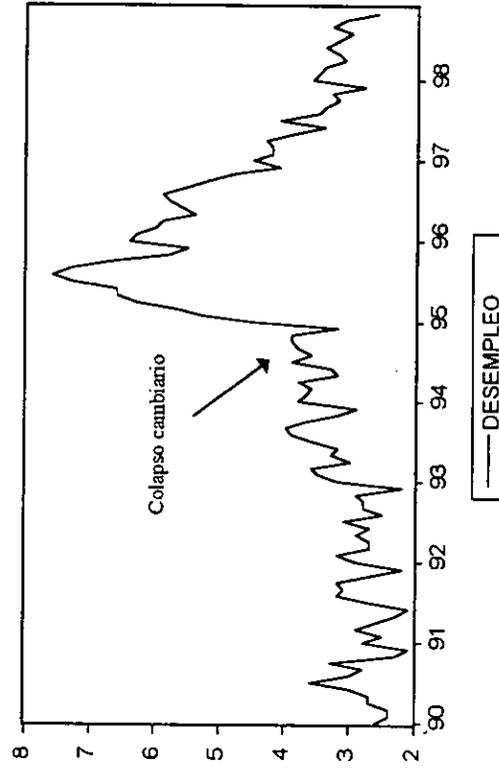


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

TASA GENERAL DE DESEMPLEO ABIERTO EN MÉXICO 1990-1998

(Porcentaje de la Población Económicamente Activa)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	2.6	2.4	2.4	2.7	2.7	3.0	3.6	3.0	2.8	3.3	2.3	2.1
1991	2.8	2.5	2.9	2.6	2.3	2.1	2.7	3.2	3.1	3.2	2.7	2.2
1992	2.9	3.2	2.7	2.7	2.9	2.7	3.1	2.5	2.8	2.8	2.9	2.2
1993	3.2	3.5	3.6	3.0	3.3	3.2	3.6	3.9	4.0	3.7	3.2	2.9
1994	3.8	3.7	3.6	3.8	3.2	3.3	3.9	3.6	3.8	3.9	3.9	3.2
1995	4.5	5.3	5.7	6.3	6.6	6.6	7.3	7.6	7.3	6.7	5.8	5.5
1996	6.4	6.3	6.0	5.9	5.4	5.6	5.8	5.9	5.5	5.2	4.8	4.1
1997	4.5	4.2	4.2	4.3	3.9	3.4	4.1	3.5	3.4	3.2	3.3	2.8
1998	3.6	3.5	3.4	3.1	3.2	3.4	3.2	3.0	3.3	3.1	2.6	***

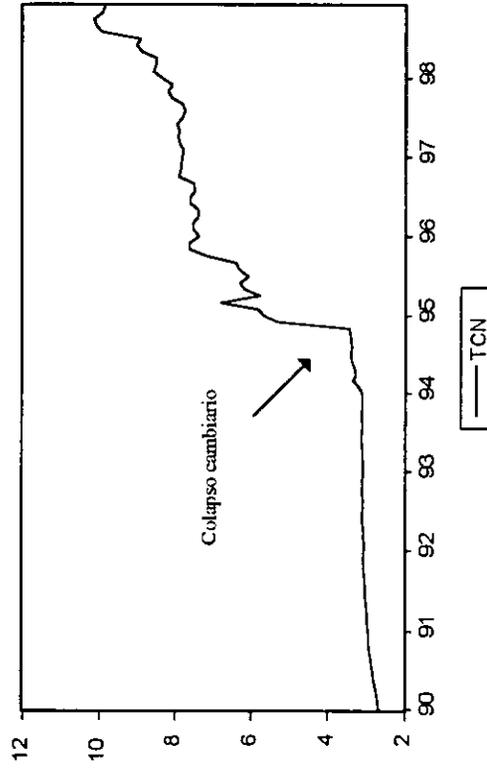


Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Empleo. INEGI, varios años.

TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN MÉXICO 1990-1998*

(Pesos por dólar)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	2.6750	2.7030	2.7330	2.7640	2.7946	2.8178	2.8434	2.8682	2.8906	2.9170	2.9342	2.9454
1991	2.8733	2.9702	2.9810	2.9946	3.0070	3.0182	3.0314	3.0434	3.0558	3.0682	3.0731	3.0710
1992	3.0650	3.0608	3.0835	3.0790	3.1134	3.1225	3.1141	3.0810	3.1161	3.1321	3.1159	3.1154
1993	3.0939	3.0938	3.0976	3.1022	3.1227	3.1212	3.1189	3.1145	3.1178	3.1176	3.1125	3.1059
1994	3.1063	3.2075	3.3598	3.2673	3.3145	3.3918	3.4019	3.3794	3.4040	3.4300	3.4498	5.3250
1995	5.6950	5.8375	6.8175	5.7850	6.1775	6.3092	6.0882	6.3114	6.4195	7.1717	7.6517	7.6425
1996	7.3908	7.5390	7.5479	7.4042	7.4095	7.6108	7.6135	7.4930	7.5374	7.9172	7.8700	7.8509
1997	7.8393	7.7844	7.8905	7.9267	7.9085	7.9577	7.8088	7.7548	7.8199	8.1033	8.2000	8.0833
1998	8.3603	8.5832	8.5165	8.4818	8.8802	9.0407	8.9178	9.9600	10.1062	10.1575	9.9404	9.8650

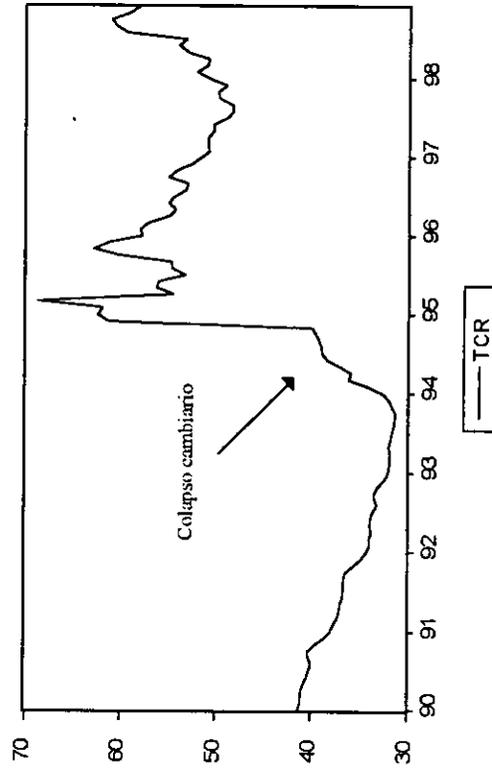


*Nota: Tipo de cambio para solventar obligaciones en moneda extranjera, fin de período.
Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

TIPO DE CAMBIO REAL EN MÉXICO 1990-1998

(Base 1982:02 = 100)

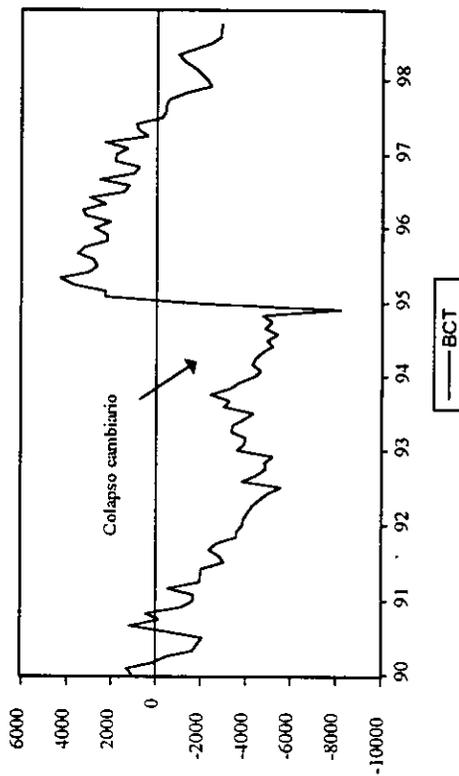
	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	41.38	41.10	41.05	40.98	40.74	40.44	40.25	39.95	40.30	40.35	39.65	38.69
1991	38.04	37.69	37.27	37.13	37.00	36.77	36.69	36.66	36.64	36.39	35.64	34.82
1992	34.22	33.92	33.99	33.66	33.89	33.85	33.63	33.16	33.39	33.41	33.00	32.36
1993	32.04	31.90	31.84	31.79	31.94	31.77	31.60	31.45	31.34	31.24	31.65	31.98
1994	32.57	34.17	36.16	35.88	36.94	38.37	38.97	38.99	39.32	39.65	39.95	61.47
1995	62.54	62.00	68.78	54.55	56.34	56.07	53.26	54.67	54.81	60.18	63.02	61.25
1996	57.81	58.07	57.20	54.97	54.32	55.09	54.53	53.27	52.96	55.10	54.19	52.66
1997	51.76	50.83	51.03	50.98	50.42	50.31	48.97	48.34	48.39	49.70	49.97	49.00
1998	50.71	52.13	51.08	50.83	53.07	54.08	53.29	59.45	60.64	61.16	59.21	58.14



BALANZA COMERCIAL TOTAL EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

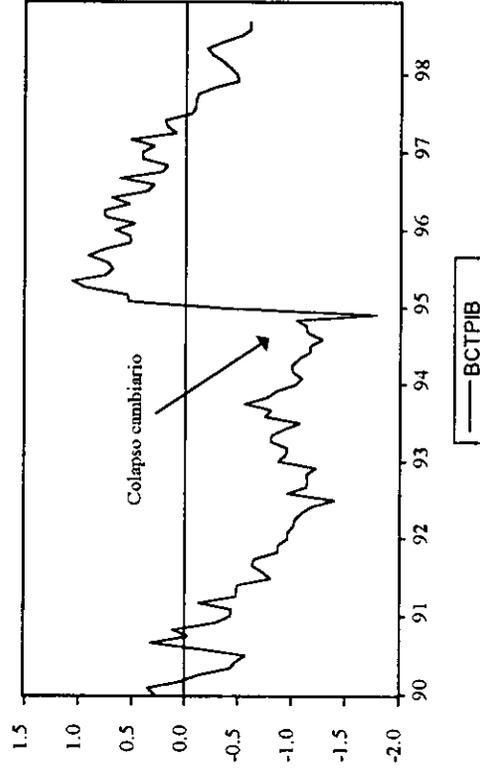
	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	1034.38	1293.71	160.35	-477.28	-1656.21	-1841.88	-2071.37	-580.80	1190.31	-129.06	443.13	-1153.15
1991	-1638.95	-1684.70	-514.35	-1930.19	-1966.18	-2001.27	-3037.30	-2764.61	-2360.98	-2677.18	-3558.62	-3592.51
1992	-3861.33	-3875.34	-4086.89	-4285.39	-4545.13	-4921.07	-5537.30	-3811.36	-4473.25	-4878.68	-4812.59	-5186.93
1993	-3606.95	-3905.64	-3997.07	-3338.00	-3391.69	-3877.05	-4321.20	-3003.93	-3250.26	-2396.17	-3300.06	-3680.57
1994	-4381.36	-4628.18	-4264.14	-4403.62	-4731.33	-5169.13	-4920.64	-5407.94	-4825.73	-5160.21	-4734.85	-8159.95
1995	-1532.86	2303.75	2345.42	3802.34	4312.77	3068.57	2687.70	2874.57	3572.57	3255.11	2222.33	2232.57
1996	2844.17	2082.94	3230.37	3327.34	2311.56	3020.82	1499.67	1251.05	2598.63	1038.98	794.09	1874.36
1997	1848.51	1335.37	2340.68	432.10	839.98	931.07	-204.31	-407.60	-402.34	-532.44	-1297.58	-2395.61
1998	-2222.98	-1947.20	-1603.98	-1187.64	-949.12	-1666.25	-2433.57	-2839.87	-2814.48	-2878.34	***	***



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

BALANZA COMERCIAL TOTAL COMO PORCENTAJE DEL PRODUCTO INTERNO BRUTO EN MÉXICO 1990-1998

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	0.28	0.35	0.04	-0.12	-0.43	-0.48	-0.56	-0.16	0.32	-0.03	0.11	-0.29
1991	-0.42	-0.44	-0.13	-0.47	-0.48	-0.49	-0.80	-0.73	-0.62	-0.65	-0.86	-0.87
1992	-0.96	-0.96	-1.01	-1.03	-1.09	-1.18	-1.39	-0.96	-1.13	-1.15	-1.13	-1.22
1993	-0.87	-0.94	-0.96	-0.79	-0.81	-0.92	-1.07	-0.74	-0.80	-0.55	-0.76	-0.85
1994	-1.03	-1.09	-1.00	-0.99	-1.07	-1.16	-1.16	-1.28	-1.14	-1.13	-1.04	-1.78
1995	-0.36	0.54	0.55	0.94	1.07	0.76	0.69	0.74	0.92	0.77	0.52	0.53
1996	0.67	0.49	0.76	0.78	0.54	0.70	0.36	0.30	0.62	0.23	0.17	0.41
1997	0.42	0.30	0.53	0.09	0.18	0.20	-0.05	-0.09	-0.09	-0.11	-0.27	-0.49
1998	-0.47	-0.41	-0.34	-0.24	-0.20	-0.34	-0.52	-0.60	-0.60	***	***	***

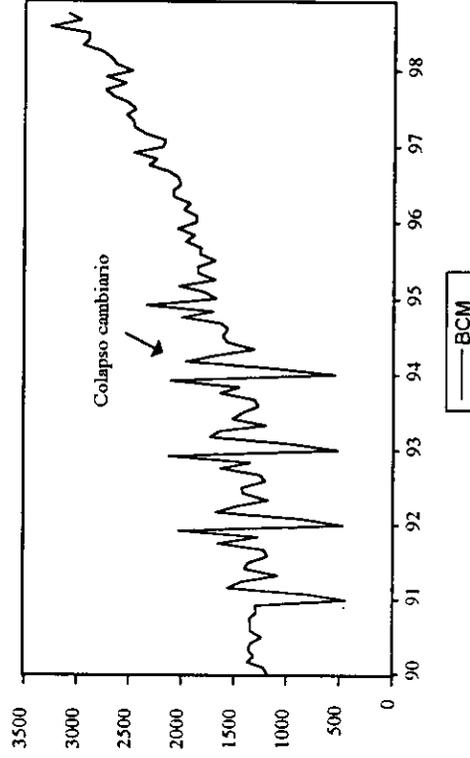


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

BALANZA COMERCIAL DE MANUFACTURAS EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	1185.31	1217.34	1368.88	1312.48	1362.34	1341.04	1239.62	1338.52	1341.62	1351.03	1282.06	1301.10
1991	436.67	804.61	1563.24	1434.05	1087.72	1401.87	1371.74	1184.36	1217.69	1661.64	1273.95	2027.14
1992	467.29	869.45	1679.69	1474.34	1182.01	1419.82	1427.43	1207.66	1262.48	1638.29	1351.95	2128.02
1993	514.62	975.76	1730.24	1639.12	1200.17	1521.80	1425.91	1270.98	1316.83	1645.80	1457.76	2113.20
1994	550.63	1149.48	1962.56	1664.27	1313.73	1567.62	1620.88	1568.96	1628.43	2005.14	1711.65	2344.49
1995	1686.19	1791.83	2033.41	1687.70	1855.34	1863.30	1689.51	1843.35	1825.75	1977.81	1892.08	2056.92
1996	1874.90	1878.88	1990.53	1931.49	2091.70	2099.59	2020.53	2049.65	2131.86	2323.63	2256.14	2473.84
1997	2201.84	2167.48	2362.03	2462.82	2480.01	2545.52	2460.12	2524.00	2683.01	2750.51	2550.12	2740.45
1998	2486.47	2647.01	2696.52	2775.94	2969.57	2909.62	2913.64	3281.00	2987.27	3107.76	***	***

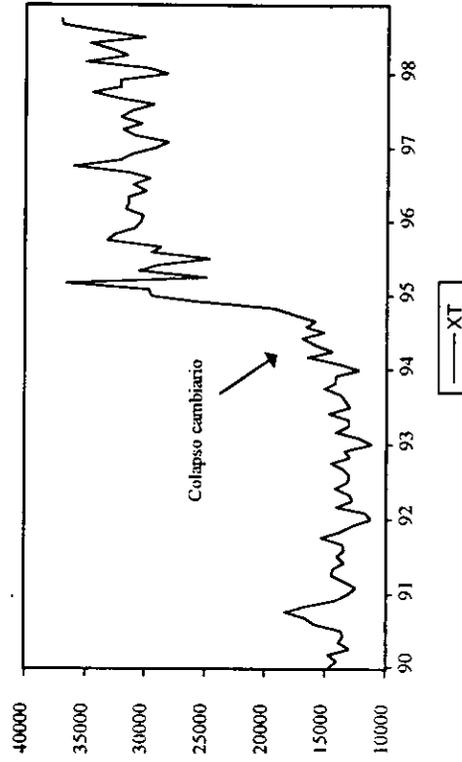


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

EXPORTACIONES TOTALES EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	14671.20	14019.79	14700.47	12988.28	13896.65	13502.26	13661.30	15861.98	16678.49	18337.53	16553.16	14245.00
1991	13112.17	12447.30	13312.76	14510.62	14302.60	13424.53	14021.77	13399.28	13621.81	15334.49	13693.02	12828.96
1992	11212.64	11721.71	14073.04	12750.61	12999.76	14197.12	13179.58	12961.81	13486.04	14508.11	12981.69	13393.81
1993	11194.35	12162.63	14101.75	13023.20	13017.02	14717.97	12949.39	13371.99	13689.24	15094.38	14167.01	14120.12
1994	12246.34	13941.23	16529.99	14443.75	15965.14	16955.71	15152.70	16600.74	15859.19	17540.24	19293.47	25665.21
1995	29551.40	29714.65	36671.43	24899.54	30584.87	29032.11	24642.27	29493.52	28729.40	33293.00	32603.38	30949.79
1996	30435.11	30208.53	31684.10	31414.05	31497.37	30023.30	31119.17	29674.98	31357.03	36072.64	32162.88	31242.24
1997	29245.33	28163.58	30922.40	32025.19	30341.34	32139.95	31189.01	29352.92	32223.65	34550.54	32123.42	32237.66
1998	28252.86	29905.25	35079.05	31591.20	32887.16	34743.69	30140.80	33767.40	36990.67	37169.41	***	***

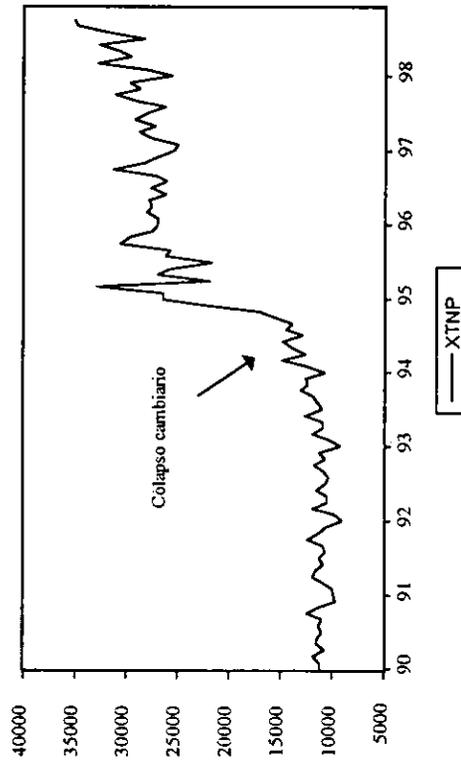


Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.

EXPORTACIONES TOTALES NO PETROLERAS EN MÉXICO 1990-1998

(Cifras expresadas en millones de pesos de 1993)

	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEMBRE	OCTUBRE	NOVIEMBRE	DICIEMBRE
1990	11185.94	11242.33	11873.61	10742.18	11578.02	11410.42	11010.54	11399.11	11012.74	12479.30	11298.03	9724.54
1991	9908.81	10002.77	10887.03	11927.17	11621.94	10898.42	11304.80	10689.52	10924.51	12439.01	11326.86	10647.97
1992	9056.53	9828.59	11929.41	10518.20	10530.21	11565.58	10676.77	10376.21	10900.31	11802.71	10694.37	11271.42
1993	9257.14	10320.67	11935.32	10945.78	10920.60	12688.46	10989.74	11438.52	11826.63	13102.13	12441.81	12590.66
1994	10719.65	12475.47	14871.46	12593.56	13870.74	14820.55	12923.30	14500.22	13907.91	15406.73	17124.88	22483.07
1995	26403.99	26441.84	32958.72	21935.37	27050.67	25783.26	21729.13	26225.03	25726.67	30592.33	29755.12	27552.11
1996	27005.86	26951.87	28027.44	27518.01	27821.70	26140.87	27646.99	26121.94	27251.66	31311.83	28341.16	27096.18
1997	25411.00	25026.75	27578.16	28738.44	27193.64	29216.10	27998.60	26234.27	29076.83	31120.26	28720.03	29715.49
1998	25613.61	28033.89	32935.96	29629.77	30655.04	32760.40	28262.39	31768.78	34817.56	35100.38	***	***



Fuente: Elaboración propia con base en los Indicadores Económicos del Banco de México, varios años.