

# Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México

Antonio Ávalos Huerta y Fausto Hernández Trillo

*Resumen:* Utilizando el modelo de ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) se obtienen *proxies* de las varianzas del tipo de cambio real (TCR) en México a través del tiempo. Con éstas, se desarrolla un modelo empírico para establecer la relación que la variabilidad del TCR tiene respecto a las exportaciones y al producto interno bruto mexicano. Los resultados muestran una relación inversa, la cual sugiere que no solamente el nivel sino la estabilidad del TCR son importantes para explicar el comportamiento económico en un mundo abierto. Asimismo, se obtiene una medida alternativa de desalineación del TCR y se muestra que esta variable también se encuentra relacionada inversamente con el comportamiento económico. Los resultados sugieren que deben adoptarse regímenes cambiarios que logren reducir la incertidumbre del mercado.

*Abstract:* An ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) model is used to obtain the variances over time for the real exchange rate (RER) (peso/dollar) in Mexico. Then a model is constructed to establish the relationship between the RER variability and exports and Mexican GDP, respectively. A negative relationship is found which suggests that not only the level but the stability of the RER is important in explaining economic performance in an open economy. Furthermore, an alternative measure of RER misalignment is developed which, in turn, is shown to be negatively related with economic performance in Mexico. These results suggest that more stable exchange rate regimes should be adopted to create an environment suitable for economic growth.

---

Antonio Ávalos Huerta trabaja en la Universidad Estatal de Oklahoma y en la Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla. Fausto Hernández Trillo es investigador del Departamento de Economía del Centro de Investigación y Docencia Económicas. Las opiniones vertidas en este artículo son responsabilidad de los autores y no necesariamente de las instituciones que representan. Los autores agradecen los valiosos comentarios de Jorge Chávez Presa y de un dictaminador anónimo.

El comportamiento del tipo de cambio real (TCR) influye de manera decisiva en el desempeño económico y, en particular, en las exportaciones (Caballero y Corbo, 1989; Cottani *et al.*, 1990; Edwards, 1989; Grobar, 1993; Arellano, 1993), por lo que mantener competitivo el TCR se vuelve un aspecto central en el éxito de la política económica (Caballero y Corbo, 1989; Pritchett, 1991).

Los dos elementos principales que explican el comportamiento del TCR son, por una parte, su correcta alineación y, por la otra, su variabilidad, y ambos influyen de manera importante en el desempeño económico. Se afirma, por ejemplo, que en la promoción del desarrollo del Este asiático fue fundamental la estabilidad del TCR, y que su inestabilidad inhibió el crecimiento en algunos países de Latinoamérica (Krueger, 1985; Edwards, 1988; Chadha, 1990; Van Wijnbergen, 1990).

Sin embargo, a pesar de reconocer lo anterior, la literatura empírica en la que se hayan explícitos los elementos que explican el comportamiento del TCR y el desempeño económico es escasa. El primer estudio empírico que muestra la relación entre el tipo de cambio real y la variabilidad y desalineación es de Cottani *et al.* (1990), quienes realizaron un análisis de corte transversal sobre países en desarrollo. Los resultados mostraron que hay una relación negativa significativa entre esos indicadores y que ambos se relacionan negativamente con la tasa neta de inversión.

Posteriormente, Arellano (1993), también en un estudio sobre países latinoamericanos y algunos del Este asiático, encuentra una relación negativa entre la variabilidad y el desempeño económico, y demuestra que no sólo la media sino también la varianza del TCR son factores que permiten entender el bajo volumen de las exportaciones en América Latina.

No obstante, hace falta una investigación basada en un solo país, de tal modo que sepamos si también en este caso existe una relación entre el comportamiento del tipo de cambio real y el desempeño económico, lo que permitiría la toma de mejores decisiones políticas, puesto que el análisis partiría de los indicadores subyacentes de esa economía en particular. El objetivo de este trabajo es aplicar lo anterior al caso mexicano y conocer las fuentes de la inestabilidad cambiaria. Como se sabe, las decisiones de política económica afectan el desenvolvimiento de la economía a través de diferentes mecanismos, como el TCR que se ve alterado por cambios en los precios internos, por los niveles de tipo de cambio nominal, o por ambos.

La variabilidad, es decir, los cambios abruptos en el TCR, significa

mayor incertidumbre respecto a los precios relativos. El resultado es menor horizonte de tiempo en las decisiones de inversión, mayor riesgo, altos costos de ajuste (ya que la producción se mueve del sector transable al no transable y viceversa) y, finalmente, una inestabilidad financiera que se traduce en alta volatilidad en las tasas de interés.

Por su parte, la falta de una alineación correcta en el TCR implica una menor tasa de rentabilidad en las industrias donde los precios relativos se han visto disminuidos. La mayoría de las veces, la desalineación toma la forma de sobrevaluación de la moneda local y daña el sector transable. Esto, sin duda, afecta adversamente la tasa de crecimiento económico, ya que los incrementos en productividad tienden a concentrarse en las industrias que compiten con el sector exportador o importador.<sup>1</sup>

Este artículo examina, por primera vez para un país en particular (en este caso México), la relación entre la variabilidad del TCR y la desalineación del mismo y el desarrollo económico para el periodo 1967-1995, usando, para la primera relación, el coeficiente de variación del TCR calculado según el modelo ARCH desarrollado por Engle (1982) y, para la segunda, una nueva medida de desalineación. Los resultados empíricos indican que la variabilidad del TCR tiene un efecto inverso sobre el desempeño económico y sobre las exportaciones manufactureras. Esto sugiere, en el contexto de la crisis de principios de 1995, que el tipo de cambio nominal debe estabilizarse lo más pronto posible si se quiere volver a tasas positivas de crecimiento económico.

### 1. Algunos elementos conceptuales del tipo de cambio real (TCR)

En la literatura teórica y empírica se han utilizado básicamente dos representaciones del tipo de cambio real. La primera se refiere al precio relativo de bienes comerciables (transables) en términos de precios de bienes no comerciables (no transables); sin embargo, la falta de información en la práctica sobre índices de precios de bienes comerciables y no comerciables, y el hecho de que las características de los bienes comerciables cambian en el tiempo, en el sentido de que no siempre se

<sup>1</sup> De acuerdo con Balassa (1964), lo contrario también puede suceder. Por ejemplo, altas tasas de crecimiento pueden apreciar el TCR si resulta de incrementos en la productividad en el sector transable. Este movimiento es de equilibrio y no implica desalineamiento.

exportan e importan los mismos bienes, impide la utilización de esta definición para fines empíricos.

La segunda definición se basa en el enfoque del Poder Paridad de Compra (PPP o Purchasing Power Parity), según el cual el tipo de cambio real es igual al tipo de cambio nominal inflactado por un índice de precios externos y deflactado por un índice de precios internos o locales; definición que es considerada como "tradicional".

En el presente trabajo se utiliza esta última definición, pero adicionándole una variante elaborada por Harberger (1991), de tal modo que se tienen dos series de datos para el tipo de cambio real: la primera, denominada TCR, denota la definición normal del tipo de cambio real bilateral entre México y Estados Unidos propuesta por la teoría del PPP; y la segunda, TCRS, denota la definición elaborada por Harberger. El artículo estudia el tipo de cambio real en México, con base en las series anual y trimestral entre 1961 y 1994, utilizando el Índice de Precios al Consumidor.<sup>2</sup>

La metodología utilizada por Harberger (1991) se basa en una canasta de monedas que comprenden la unidad monetaria amalgamada que utiliza el Fondo Monetario Internacional, conocida como Derecho Especial de Giro (DEG). La razón principal para utilizar esta definición de tipo de cambio real es la necesidad de prevenir la posibilidad de que un movimiento particular del llamado "tipo de cambio real bilateral", entre el peso mexicano y el dólar americano, refleje simplemente una apreciación o depreciación generalizada del dólar frente a otras monedas importantes. En otras palabras, lo anterior significa que el TCRS, que sigue la metodología señalada, es capaz de captar los efectos que sobre el peso mexicano origine el movimiento de otras monedas frente al dólar, y refleja no sólo la situación del peso ante el dólar sino, en un contexto monetario mundial, también las fluctuaciones del peso frente a otras monedas.

A continuación examinamos la evidencia sobre las propiedades estadísticas básicas del TCR en México que nos da una visión general de los movimientos que ha presentado a través del tiempo.

Es interesante observar que la correlación entre ambos indicadores es alta y positiva, tanto para la serie trimestral como para la anual (véase el cuadro 1), lo que sugiere que los resultados del análisis no cambiarían de manera importante si se utilizara una u otra serie, es

<sup>2</sup> El Índice de Precios al Productor también fue utilizado y los resultados no cambiaron significativamente.

*Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México*

**Cuadro 1.** Coeficiente de correlación

Concepto	Serie anual	Serie trimestral
Correlación	0.908	0.904

decir, TCR o TCRS. Lo anterior parece lógico si consideramos el alto grado de integración entre las economías de México y Estados Unidos. Recuérdese que, para México, Estados Unidos es su primer socio comercial con aproximadamente 70% (cifra para 1990) de su comercio exterior (Aspe, 1993).

El coeficiente de variación del TCR —suponiendo varianza constante en el tiempo— (véase el cuadro 2), que expresa la desviación estándar como proporción de la media del TCR, es alto en ambos casos y mayor que para casi todos los países en desarrollo. Cottani, Cavallo y Khan (1990) encuentran que para el periodo 1960-1983, Chile presentó un coeficiente de variación de 0.17, Bolivia de 0.19, Brasil de 0.15, Colombia de 0.12, Perú de 0.16, Argentina de 0.23, Zambia de 0.13, Tailandia de 0.03, Singapur de 0.06, etc. Hay que aclarar que en este trabajo también se asume una varianza constante para el periodo 1960-1983.

El coeficiente de variación es más bajo para la serie trimestral tanto en TCR como en TCRS, lo cual se explica porque en la serie trimestral existe menos dispersión en los datos por la menor periodicidad.

**Cuadro 2.** Coeficiente de variación

Serie	TCR	TCRS
Anual	0.216	0.225
Trimestral	0.191	0.194

La gran variabilidad mostrada por el TCR lleva a plantear cuáles son sus fuentes y a examinar si la teoría del Poder Paridad de Compra (PPP) se cumple para México en el periodo señalado. El análisis se desarrolla en el siguiente apartado.

## 2. Tipo de cambio real y teoría del Poder Paridad de Compra (PPP)

El hecho de que el tipo de cambio real haya experimentado fuertes cambios o variaciones en sus niveles, no sólo en México sino también en otros países en desarrollo (Edwards, 1989), sin que se observe ningún indicio de reversión o de mayor estabilidad, pone en duda la validez del enfoque del Poder Paridad de Compra (PPP) como explicación en la determinación del tipo de cambio real en estos países (Repetto, 1992).

El enfoque del Poder Paridad de Compra plantea dos proposiciones respecto a la determinación del tipo de cambio real de equilibrio:

1) El tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo es constante y deja las cuentas externas balanceadas.

2) El tipo de cambio real observado en el corto plazo está en función del tipo de cambio de largo plazo, en el sentido de que el primero presenta tendencia a aproximarse al segundo.

La idea básica del enfoque del Poder Paridad de Compra (PPP) es determinar en qué medida el tipo de cambio real observado está en desequilibrio porque el tipo de cambio nominal no se haya ajustado a las variaciones en el nivel de precios interno en relación con el nivel de precios externo. Para ello postula dos versiones del tipo de cambio: la absoluta y la relativa. De acuerdo con la primera, el tipo de cambio entre las monedas de dos países debe ser igual a la razón de los niveles generales de precios de ambos; mientras que la relativa señala que la tasa de crecimiento del tipo de cambio debe ser igual a la diferencia entre las tasas de inflación entre los dos países (véase Officer, 1976).

Ambas versiones han sido criticadas en tanto que no consideran los cambios tecnológicos, la dotación de factores, los gustos de los consumidores, las barreras al comercio, los movimientos de capital, las diferencias en el cálculo de los índices de precios, los distintos años base, etc. (Fadl y Puchot, 1994), aunque la versión relativa ha sido hasta ahora la más utilizada.

Para determinar si el comportamiento del tipo de cambio real en México ha sido consistente con lo predicho por el enfoque PPP, es necesario dividir el análisis en *corto y largo plazos*.

Se requiere probar si existe o no, en el tipo de cambio real, la tendencia a volver a algún nivel predeterminado (de equilibrio) o, lo que es equivalente, si las desviaciones que presenta son permanentes

o transitorias. Si resulta que las variaciones son permanentes, cualquier choque lleva en el corto y largo plazos a alejar el tipo de cambio real del que habría predicho el enfoque PPP. Por lo contrario, si las variaciones se probaran transitorias, el tipo de cambio real presentaría tendencia a volver a un nivel predeterminado, y el enfoque PPP podría considerarse como una hipótesis válida de determinación del tipo de cambio real en el largo plazo. En otras palabras, se debe probar si el proceso generador del tipo de cambio real es un ruido blanco (*white noise*) o no.

La hipótesis de que la serie es un proceso de ruido blanco se rechaza. Se tiende a confirmar la existencia de autocorrelación en la variable tanto en su versión anual como trimestral. Lo anterior invalida la proposición del PPP, al menos en el corto plazo (la prueba se presenta en el anexo A).

Respecto al largo plazo se debe estudiar si hay o no evidencia sobre la permanencia de los choques. El resultado de aplicar esta prueba es que no se puede rechazar la hipótesis nula de que no existe una raíz unitaria en el proceso del tipo de cambio real para ninguna de las series. Ello significa que efectivamente puede tratarse de procesos *random walk* (movimiento aleatorio), lo que invalidaría la proposición del PPP tanto en el corto como en el largo plazo, ya que supone la existencia de raíces unitarias. Es decir, no existe tendencia en el tipo de cambio real a volver a algún nivel predeterminado una vez que éste ha sufrido un choque. Cualquier perturbación que afecte al tipo de cambio real lo desviará de su valor inicial en forma permanente (véase el anexo A).

Para confirmar los resultados recientemente presentados se aplica la técnica de cointegración (Engle y Granger, 1987) según la cual dos series pueden seguir una caminata aleatoria, pero si se diera una combinación lineal, será estacionaria, en cuyo caso se dice que las series están cointegradas (véase también el anexo A). Si se prueba la cointegración de las series del tipo de cambio nominal y el diferencial de tasas de inflación, se estaría probando que el enfoque de PPP se cumple en el largo plazo; si no se prueba la cointegración, se confirma lo encontrado por las pruebas de raíz unitaria.

Este resultado significa que las desviaciones del tipo de cambio real son permanentes y que el enfoque PPP falla al predecir que el tipo de cambio real vuelve en el largo plazo a un equilibrio predeterminado, lo que confirma lo estimado por el análisis de raíz unitaria.

Por lo anterior, es necesario buscar formas alternativas que

expliquen el comportamiento del TCR y, de esta manera, examinar su relación con el desempeño económico. Esto es precisamente lo que haremos.

### 3. Comportamiento del TCR y desempeño económico

El propósito de este apartado es examinar si el comportamiento del TCR y el desempeño económico están correlacionados, utilizando para ello evidencia empírica, en el caso de México, del periodo 1967:1-1994:4, del que existe información estadística sobre las variables relevantes. El comportamiento del TCR será medido de acuerdo con dos conceptos: la variabilidad y el desequilibrio o desalineación.

Cottani, Cavallo y Khan (1990) y Arellano (1993)<sup>3</sup> examinan esta relación en varios países utilizando series de corte transversal. El primero de ellos recurre al coeficiente de variación de cada uno de los países como *proxy* para la variabilidad; sin embargo, la dificultad para calcular dicho coeficiente del TCR en cada momento impedía que se estudiara la relación entre los comportamientos de la economía y el del TCR para un país de modo individual. En este trabajo, por medio del modelo ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) desarrollado por Engle (1982), se puede superar la limitación, ya que tiene la ventaja de que permite calcular las varianzas en el tiempo. Así, el modelo se aplica al caso mexicano.

La variabilidad del TCR es a menudo definida como las desviaciones erráticas del TCR alrededor de un nivel promedio; la desalineación es usualmente medida como las desviaciones del TCR en referencia a un año de equilibrio, en este caso respecto al año 1958.<sup>4</sup> Para tal efecto se construyeron dos estadísticos para la serie del TCR.

El coeficiente de variación del TCR alrededor de su media es considerado como la medida de variabilidad. En su construcción se analizó primero que, efectivamente, el TCR mostraba una varianza no constante en el tiempo, dado que se trata de un análisis de series de tiempo. En el anexo B se muestra que la varianza no es constante para el periodo elegido y, posteriormente, se calculan la varianza y la desvia-

ción estándar para el TCR siguiendo un modelo ARCH(1) al cual se ajustó nuestro modelo.

Para medir la desalineación del TCR, y con base en el criterio del Poder Paridad de Compra (PPP), se calculó la desalineación sobre el nivel 100 (equilibrio), teniendo como año base 1958.

Para determinar si estos indicadores de variabilidad y desalineamiento están relacionados con el crecimiento de la economía se ejecutaron dos regresiones, teniendo al crecimiento del PIB como variable dependiente (el PIB trimestral se aproximó usando la oferta agregada publicada por el Banco de México).

Los resultados sugieren que existe una correlación negativa significativa entre el crecimiento del PIB (DPIB) y la medida de la variabilidad del TCR, o sea, el coeficiente de variación (CV) como se puede observar en:

$$\text{DPIB} = \begin{matrix} 0.0158 & - & 0.0804 \text{ CV} \\ (0.00403) & & (0.04644) \end{matrix} \quad (1)$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar. El estadístico  $t$  es significativo a 95% y la  $R^2 = 0.028$ .

La relación encontrada es muy importante, pues claramente sugiere que la estabilidad del TCR es un factor que contribuye al crecimiento económico.<sup>5</sup> Debe destacarse que si bien la  $R^2$  es baja, el estadístico  $t$  es significativo, por lo que no se debe desechar la ecuación. Reconocemos que existen otras variables que también explicarían la relación, pero están fuera del alcance del estudio.

Para el caso de la relación entre la desalineación del TCR (denominado PPP) y el crecimiento del producto se encontró que, aunque el coeficiente PPP es negativo, no es estadísticamente significativo, como se puede observar en:

$$\text{DPIB} = \begin{matrix} 0.016 & - & 0.015846 \text{ PPP} \\ (0.00477) & & (0.01354) \end{matrix} \quad (2)$$

$$R^2 = 0.013$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar.<sup>6</sup>

<sup>3</sup> Arellano (1993) también utiliza el modelo ARCH, pero lo realiza en varios países latinoamericanos en conjunto.

<sup>4</sup> La selección del año es muy controvertida. Sin embargo, se utiliza éste porque Harberger (1991) así lo sugiere.

<sup>5</sup> Para una discusión sobre este tema véase Kennedy (1987).

<sup>6</sup> Véase la nota 5.

La correlación entre el PIB y el TCR reportada por los resultados sugiere que:

1) El TCR es un nexo significativo (no es el único, como lo sugiere la  $R^2$  baja) entre las políticas económicas y el desempeño de la economía, por lo tanto, las políticas que estabilizan el TCR pueden promover el crecimiento económico a través de este mecanismo; sin embargo:

2) Tanto el crecimiento del PIB como el TCR se ven afectados por políticas económicas, de tal manera que la correlación entre ellas se incrementa, pero no sabemos nada acerca de la causalidad en una u otra dirección. Se aplicó la prueba de causalidad de Granger entre el crecimiento económico y la medida de desalineamiento (PPP), donde se observó la no causalidad de las variables: dados los resultados de la prueba F, la probabilidad de que el PPP cause movimientos en el PIB es de 0.0387 y la probabilidad de que movimientos del PIB ocasionen variación en el PPP es de 0.0647.

Debe notarse que mientras el punto (1) implica que el TCR es un determinante inmediato del desempeño económico, el punto (2) implica que el comportamiento del TCR es sólo un indicador de políticas que tienen implicaciones más amplias en el desempeño económico que las directamente atribuibles al TCR.

En cuanto a la aparente ausencia de correlación entre el crecimiento del PIB y la desalineación propuesta por el Poder Paridad de Compra (PPP), ésta puede explicarse porque los cambios en los niveles del TCR respecto al 100 no necesariamente indican desalineamiento o desequilibrio (Cottani, Cavallo y Khan, 1990). Por lo contrario, tales cambios pueden ser explicados como choques reales, internos o externos, que modifican el equilibrio del TCR. Un ejemplo de esto puede darse cuando el crecimiento del PIB aprecia el TCR si es el resultado de mejoras en la productividad en el sector de los comerciables (Balassa, 1964). Se requiere, pues, de una medida alternativa al PPP del desalineamiento que sea más específica en cuanto a los determinantes del TCR, dado que este indicador de desalineamiento o desequilibrio (PPP) no es una buena medida que sirva para estimar los efectos sobre el crecimiento del producto.

Para calcular una medida alternativa de desalineamiento del TCR, primero debemos establecer determinantes, lo cual se desarrolla en el siguiente apartado.

#### 4. Determinantes de largo plazo del TCR

Intentaremos ahora establecer los determinantes del TCR de largo plazo, ya que es importante conocer los factores, sean internos o externos, que afectan su comportamiento, para posteriormente calcular una medida del desalineamiento del TCR que sustituya a la medida PPP que, como se ha visto, no es un buen indicador de situaciones de desequilibrio que afectan el crecimiento del Producto Interno Bruto.

Sebastian Edwards (1988) ha propuesto los siguientes determinantes del equilibrio del tipo de cambio real (TCR): *a*) términos internacionales de comercio, *b*) transferencias internacionales o ayuda, *c*) tasas reales de interés mundiales, *d*) políticas de comercio, *e*) controles de cambio y de capitales, *f*) composición del gasto del gobierno, y *g*) progreso tecnológico.

Por una parte, las desviaciones del equilibrio usualmente surgen como resultado de perturbaciones monetarias tales como el financiamiento de grandes déficit fiscales a través de incrementos en el crédito interno manteniendo fija la tasa de cambio. Por lo contrario, una devaluación nominal acompañada de rigidez monetaria y fiscal puede, en efecto, eliminar un desalineamiento macroeconómicamente inducido. Con objeto de estimar la relación entre el TCR y sus determinantes, la siguiente regresión fue ejecutada con base en una serie de tiempo trimestral del periodo 1967:1-1993:4 para México:

$$\log(e_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(P/P^*)_t + \beta_2 \log[Y/(X + Q)]_t + \beta_3 k_t + \beta_4 d_t + \beta_5 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde:

- $e_t$  = TCR
- $(P/P^*)_t$  = términos internacionales de comercio
- $[Y/(X + Q)]_t$  = la razón del ingreso (PIB) sobre la suma de exportaciones más importaciones
- $k_t$  = flujos netos de capital como proporción del PIB
- $d_t$  = creación en exceso de crédito interno sobre devaluación, inflación extranjera y crecimiento real del PIB
- $t$  = tiempo

Se incluyen aquí los términos de comercio como variable explicativa en (3) porque los choques de precios externos han influido siempre en gran medida en las fluctuaciones del TCR, especialmente en los años

setenta. Como ejemplo, tenemos el incremento en los precios del petróleo de 1973 que desencadenó el famoso fenómeno "Dutch disease".

La expresión  $[Y/(X + Q)]_t$  es un indicador de las restricciones de política comercial tales como tarifas y cuotas. Una cuota a la importación, tomemos por ejemplo, reduce la apertura comercial incrementando  $[Y/(X + Q)]_t$  y, usualmente, lleva a una apreciación del TCR. Desafortunadamente no existen buenos indicadores de política comercial, por lo que esta forma de representación es sólo una aproximación.

Los flujos netos de capital  $k_t$  son definidos como incrementos netos en la ayuda extranjera, transferencias y ayuda, menos factores netos de pagos. Un incremento en  $k_t$  tiende, entonces, a apreciar el TCR porque se da un incremento en el gasto de todos los bienes, incluyendo los no comerciables.

Los cambios en el equilibrio del TCR también resultan de factores tecnológicos. De acuerdo con Balassa (1964), las mejoras en la productividad en economías en rápido crecimiento tienden a concentrarse en el sector comerciable y usualmente cuentan en la caída del TCR. Por ello es relevante incluir una variable ( $t$ ) tiempo para capturar la tendencia residual en el TCR, es decir, el efecto Balassa.

La expansión en exceso del crédito interno,  $d_t$ , se correlaciona inversamente con el TCR. Para entender esto asumamos que otras fuentes de desequilibrio del TCR permanecen constantes, que la devaluación nominal está dada y que el gobierno expande la oferta monetaria incrementando el crédito interno a cierta tasa. Para mantener el TCR constante, la inflación interna debe ser igual a la inflación externa más la devaluación. Para ello se requiere que el crecimiento monetario no exceda cierto límite, más allá del cual el TCR se apreciaría. En otras palabras,  $d_t$  significa dinero en la economía en cantidades superiores a las que puede soportar la misma. Entonces,  $d_t$  es definida como:

$$d_t \leq 0, d_t = D/M - E - P^* - y \quad (4)$$

donde:

$D$  = crédito interno

$M$  = ml

$E$  = devaluación nominal

$P^*$  = inflación externa

$y$  = crecimiento real del PIB

Por un lado, los gobiernos expanden el crédito interno para financiar déficit fiscales o incrementar los préstamos al sector privado. En el largo plazo una  $d_t$  alta y positiva es inconsistente con un TCR constante y, generalmente, conduce a una caída de las reservas y a un ataque especulativo en contra de la moneda local.

Los resultados de la regresión de (3) se muestran a continuación:

$$\log e_t = \begin{matrix} 5.3068 & - & 0.000087 & \log \left( \frac{P}{P^*} \right) & - & 0.0927 & \log \left( \frac{Y}{X+Q} \right) \\ (0.1492) & & (0.0003) & & & (0.0202) & \\ & - & 0.10185 & k_t & + & 0.0776 & d_t & - & 0.00493 & t \\ & & (0.02164) & & & (0.05286) & & & (0.0018) \end{matrix} \quad (5)$$

$R^2 = 0.4375$ . Entre paréntesis se muestra la desviación estándar.

Así obtenemos los signos esperados. Si los términos de intercambio aumentan, el TCR tiende a apreciarse, aunque este determinante fue el único no significativo estadísticamente. Cuando existe una mayor apertura comercial, modelada como un aumento del comercio, se observa una apreciación del TCR. Un aumento en los flujos netos de capital al interior del país tienden igualmente a apreciar el TCR. Los aumentos en la creación excesiva de dinero tienden a depreciar el TCR (a observar signo positivo). Y, finalmente, respecto a la productividad captada por el coeficiente de  $t$ , el resultado sugiere que un aumento de ésta tiende a apreciar el TCR. Todos estos indicadores fueron estadísticamente significativos a 95 por ciento.

Este resultado permite probar la teoría para el caso de México, distinguiendo entre distintos factores que afectan el comportamiento del TCR, así como su magnitud. Estamos ahora en mejor posición para calcular un indicador de desalineación del TCR con base en los resultados obtenidos.

## 5. Una medida alternativa de desalineación del TCR

Siguiendo a Cottani, Cavallo y Khan (1990) y de acuerdo con la ecuación (3) del apartado anterior, se distinguen varias fuentes de variación del TCR. Dos de ellas, los términos internacionales de comercio y los cambios en los diferenciales de productividad contabilizados en el residual  $t$ , son variables exógenas, no coordinadas por ninguna política. Sin embargo, las fuentes restantes, la creación excesiva de crédito in-

terno, los flujos netos de capital y la razón ingreso sobre comercio, son afectadas por políticas locales —variables endógenas— capaces de crear desalineamientos cuando son mal manejadas o mal coordinadas. Tomemos estas tres variables creadoras de desequilibrios en el TCR para construir una mejor medida del desalineamiento:

a) La expansión en exceso del crédito interno sobre la devaluación, el crecimiento del PIB y la inflación externa, normalmente conducen a una sobrevaluación de la moneda local (véase el apartado 4). Por lo tanto, una medida de desalineamiento del TCR resultante de una política macroeconómica es dada por  $\beta_4 d_t$  cuando  $d_t > 0$ , donde  $\beta_4$  es la semielasticidad del TCR respecto a la creación en exceso del crédito interno. Se asume entonces que, para que el TCR esté en equilibrio,  $d_t$  debe ser menor o igual a cero.

b) Para medir la desalineación causada por movimiento de capital se hizo lo siguiente: se calcularon las medias móviles (tres periodos adelante) de la tasa de crecimiento del producto (PIB) y de la inflación externa, asumiendo que tales medias móviles representan los *valores esperados* del crecimiento del producto y la inflación externa. La tasa real de interés fue calculada al restar la inflación externa esperada, de la tasa de interés pagada en México (tasa de depósitos bancarios). En los trimestres en los que la tasa real esperada fue menor que la tasa de crecimiento del producto, los valores de  $k_t$  observados (positivos o negativos) fueron considerados como sostenibles o no creadores de desalineaciones. Sólo en los casos en los que la tasa real esperada superó la tasa de crecimiento del producto los flujos netos positivos fueron considerados no sostenibles y creadores de desequilibrios. Por lo tanto, la desalineación es medida por  $\beta_3 k_t$  cuando  $t = j$  y cero para otros valores, donde  $\beta_3$  es la semielasticidad del TCR respecto a los flujos netos positivos de capital y  $j$  representa los trimestres en que se dieron flujos netos positivos no sostenibles.

c) Finalmente, se calcula el efecto de las políticas de comercio mediante:

$$\beta_2 \log \{ [Y/X + Q]_t / \min [Y/X + Q] \} \quad (6)$$

donde  $\min[Y/X + Q]$  representa el trimestre donde se dio el valor más bajo de  $[Y/X + Q]_t$ , esto es, aquel trimestre correspondiente al grado de apertura comercial más alto y mayor volumen comercial.

Sumando las tres fuentes de desalineación para cada trimestre obtenemos una medida de desalineación (MAD) dada por:

$$MAD = \exp(-\beta_2 \log \{ [Y/X + Q]_t / \min [Y/X + Q] \}) - \beta_3 k_t |_{t=j} - \beta_4 d_t \quad (7)$$

En la estimación de MAD está implícito el supuesto de que la subvaluación es menos común y menos dañina para el desempeño económico que la sobrevaluación. Ahora pasemos a utilizar esta nueva medida de desalineamiento (MAD) para calcular sus efectos sobre la economía que, como se verá, representa un mejor indicador que el presentado en el apartado 3.

## 6. Variabilidad, desalineación y comportamiento económico

Presentamos los resultados de medir la correlación entre el crecimiento del producto y el crecimiento de las exportaciones, contra las medidas de variabilidad (CV) y de desalineación (MAD). Se considera aquí que el comportamiento del producto (PIB) y el comportamiento de las exportaciones (EXP), son dos variables muy ilustrativas del desempeño económico, especialmente en cuanto al sector externo se refiere en el caso de las exportaciones.

El resultado de ejecutar una primera regresión (por MCO), utilizando la nueva medida de desalineación (MAD), se muestra a continuación:

$$DPIB = \frac{0.0189}{(0.0053)} - \frac{0.0169}{(0.0105)} MAD \quad (8)$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar; el coeficiente de MAD de desalineación es significativo a 90% y la  $R^2 = 0.024$  es más grande que la registrada en la regresión en la cual se utilizó la medida de desalineación del PPP. Esto es interesante porque sugiere que la nueva medida de desalineación (MAD) del TCR resulta más consistente con la teoría.

Como se ve, tanto la variabilidad (CV) como la desalineación (MAD) del TCR están negativamente correlacionados con el crecimiento del producto (DPIB). Se muestran enseguida los resultados de correr una regresión utilizando ambos indicadores:

$$\text{DPIB} = \begin{matrix} 0.0212 & - & 0.0714 & \text{CV} & - & 0.0146 & \text{MAD} \\ (0.0055) & & (0.0466) & & & (0.0105) & \end{matrix} \quad (9)$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar. En esta regresión se obtiene que ambos coeficientes son negativos significativamente a 90% y que la  $R^2 = 0.0467$  es mayor que en las dos regresiones individuales de CV y MAD contra DPIB, lo que sugiere que la variabilidad y la desalineación son empíricamente variables distintas aun cuando ambas están muy ligadas al crecimiento del producto.

La otra variable que interesa es el crecimiento de las exportaciones (DEXP). De la misma manera como se hizo con el producto, se intenta ahora estimar la relación entre las medidas de variabilidad y desalineamiento del TCR y el comportamiento de las exportaciones.

Los resultados de correr el comportamiento de las exportaciones contra CV son:

$$\begin{matrix} \text{DEXP} = & 0.0818 & - & 0.4342 & \text{CV} \\ & (0.0303) & & (0.2242) & \\ & R^2 = 0.014 & & & \end{matrix} \quad (10)$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar. El coeficiente de CV es significativo, lo cual es coherente con la teoría (Caballero y Corbo, 1989; Grabon, 1993). La variabilidad del TCR afecta el comportamiento de las exportaciones, pues el aumento en la incertidumbre origina una redistribución de recursos del sector exportador al sector no exportador. Este resultado es consistente con el obtenido en el apartado 3.

En cuanto a la relación del indicador MAD con las exportaciones tenemos:

$$\text{DEXP} = \begin{matrix} 0.0768 & - & 0.0367 & \text{MAD} \\ (0.0407) & & (0.0797) & \end{matrix} \quad (11)$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar. El coeficiente de MAD, aunque se conserva negativo, no es significativo y la  $R^2 = 0.002$  cae en gran medida. Esto quizá puede ser explicado porque el nexo entre las exportaciones (DEXP) y la medida de desalineamiento calculado (MAD) es más débil que con el producto (DPIB), a causa de que los

<sup>7</sup> Véase la nota 5.

factores considerados en las medidas de desalineamiento calculadas en MAD (véase el apartado 5) tienen una red de canales de transmisión de los efectos mayor que los que la política económica tiene sobre el TCR y el PIB.

Los resultados obtenidos en este trabajo son de gran importancia, ya que permiten establecer empíricamente la necesidad de estabilizar el TCR para fomentar el crecimiento económico. Hablar de un TCR en niveles competitivos implica no sólo la corrección de la desalineación sino también un correcto manejo de la política cambiaria que fomente la estabilización.

Debe recordarse que el periodo utilizado para el estudio comprende hasta diciembre de 1994, por lo que no incluye el periodo posdevaluatorio que se vive en México actualmente. Esto es importante porque aun cuando se pensaba que existía estabilidad en el tipo de cambio en México, se presentaba también la correlación negativa entre el coeficiente de variación (CV) y el crecimiento económico. Imagine los efectos que podemos esperar ahora que la volatilidad del tipo de cambio se ha incrementado fuertemente. Se requieren entonces políticas económicas que tiendan a estabilizar el tipo de cambio como soporte de otras políticas que incentiven el crecimiento de la economía.

Cabe destacar, como bien lo acota Arellano (1993, p. 47), que es necesario entender las fuentes de inestabilidad del tipo de cambio real para instrumentar medidas de política dirigidas a aminorarla. En particular, las autoridades pueden reducir la variabilidad del tipo de cambio real si su origen es causado por perturbaciones nominales a su alcance. Una de estas políticas es la disminución en las fluctuaciones del tipo de cambio nominal, mediante el recurso de una flotación sucia o de la imposición (creíble) de límites a la tasa de crecimiento del crédito interno.

## 7. Conclusiones

El planteamiento inicial del trabajo fue el de contribuir a la comprensión de los mecanismos y factores que determinan el comportamiento del TCR, así como establecer la manera en que éste se relaciona con el desempeño de la economía pues, como se mencionó, el entendimiento correcto de la variable TCR es fundamental para la toma de decisiones, no sólo en México sino a escala mundial, por las repercusiones económicas y no económicas que puede tener.

Los resultados empíricos de la primera parte muestran que el tipo de cambio real ha experimentado grandes fluctuaciones en el periodo seleccionado. Se hace evidente, de acuerdo con el TCRS propuesto por Harberger, que existe un nexo muy importante entre las economías de Estados Unidos y México, de tal manera que incluso movimientos monetarios en otros países no tienen gran efecto directo sobre nuestra moneda. La teoría del Poder Paridad de Compra (PPP) no se cumple, pues no se observa en el TCR ningún indicio de tendencia a volver a un nivel de equilibrio, ni siquiera en el largo plazo.

Posteriormente, se demuestra la existencia de una fuerte correlación negativa entre indicadores de la actividad económica y dos medidas del comportamiento del TCR, variabilidad y desalineamiento. En el caso de la desalineación se demuestra que existen factores de política económica (que pueden manejarse) que influyen en el comportamiento del TCR y, por lo tanto, en el comportamiento del producto y de las exportaciones. Respecto a la variabilidad, se muestra que la varianza del TCR no ha sido constante en el tiempo y, una vez calculada ésta, se muestra cómo la inestabilidad del TCR implica movimientos negativos en las tasas de crecimiento de los indicadores de la actividad económica. Se intuye también que el TCR, como variable exógena, refleja choques, externos o internos (incluyendo políticas internas), que han tenido mayores efectos en el desempeño económico que los directamente atribuibles al TCR.

Los resultados coinciden con los encontrados en investigaciones de corte transversal para varios países (Cottani *et al.*, 1990; Arellano, 1993; y Grobar, 1993). Sin embargo, el resultado de este trabajo nos proporciona más elementos de política cambiaria para el caso mexicano, ya que las relaciones estudiadas se encontraron haciendo uso de indicadores subyacentes en México, diferentes de los empleados en estudios de corte transversal. La coyuntura económica por la que atraviesa México actualmente se caracteriza por una gran variabilidad del tipo de cambio nominal y, consecuentemente, del TCR, así como por una marcada desalineación. Por eso, los objetivos de política económica deben considerar seriamente el estabilizar este comportamiento con el fin de sentar bases más sólidas para recobrar el crecimiento económico. Ello implica una redefinición de la política cambiaria en el corto plazo, o bien la introducción de un mercado eficiente y bien diseñado de futuros y/o *forwards* de la divisa mexicana, lo que disminuiría la volatilidad del mercado cambiario.

## Anexo A

Si expresamos convenientemente la relación que existe entre el tipo de cambio nominal ( $e$ ), el nivel de precios externos relevante ( $P^*$ ) y el nivel de precios interno ( $P$ ) que postula este enfoque encontramos que:

$$\log e_t = c + \varphi (\log P_t - \log P_t^*) + u_t \quad (A1)$$

donde sabemos que, si el enfoque PPP se cumple, debe cumplirse entonces que  $\varphi = 1$ , de modo que cualquier cambio en los niveles de precios de los países se compensa con movimientos en el tipo de cambio nominal, a excepción de choques estocásticos  $u_t$ , errores que pueden impedir que se cumpla PPP en el corto plazo (incluso con  $\varphi = 1$ ); pero si sus efectos sobre el tipo de cambio nominal ( $e$ ) tienden a desaparecer con el tiempo, el enfoque se cumpliría en el largo plazo.

Ordenando convenientemente (A1), es posible suponer que el PPP se considera válido en el corto plazo para México si el logaritmo del tipo de cambio real se comporta como un ruido blanco o *white noise*, es decir, que no exista correlación entre puntos vecinos de la serie del TCR. Esto es, reescribiendo (A1) y haciendo  $\varphi = 1$ , se obtiene que:

$$\log e_t \frac{P_t^*}{P_t} = c + u_t \quad (A2)$$

La manera de probar si el logaritmo del tipo de cambio real es o no un ruido blanco es la Función de Autocorrelación. Esto significa que, si existe autocorrelación significativa en el proceso del tipo de cambio real, la serie no es un ruido blanco, es decir, el proceso tiene "memoria" en el sentido de que existe correlación entre un valor del proceso y su valor previo, con lo que el PPP no se estaría cumpliendo en el corto plazo. Para probar el punto anterior se utilizó el estadístico  $Q(L)$  introducido por Box y Pierce, que prueba la hipótesis nula de que el modelo es un ruido blanco.

Los resultados para el logaritmo de las series se presentan en el cuadro A1.

**Cuadro A1.** Función de autocorrelación y estadístico  $Q(L)$ 

Rezago	1	2	3	4	5	Estadístico $Q(L)$
Serie anual						$Q(10)$
log TCR	0.620	0.339	0.276	0.175	0.007	39.89
log TCRS	0.559	0.365	0.376	0.351	0.250	29.55
Serie trimestral						$Q(15)$
log TCR	0.898	0.834	0.751	0.666	0.576	502.13
log TCRS	0.892	0.809	0.723	0.640	0.559	569.27

El valor crítico para  $Q(10)$  es 18.31 y para  $Q(15)$  es 25.00.

La hipótesis de que la serie es un proceso ruido blanco es rechazada. Se tiende a confirmar la existencia de autocorrelación en la variable tanto en su versión anual como trimestral. Lo anterior invalida la proposición del PPP al menos en el corto plazo.

Para el largo plazo se debe estudiar si hay o no evidencia sobre la permanencia de los choques. Es decir, si  $u_t$  en (A2) es una perturbación transitoria, las desviaciones de corto plazo desaparecen con el paso del tiempo. En caso contrario, si el efecto de  $u_t$  sobre el tipo de cambio real es permanente, el PPP no se valida tampoco en el largo plazo, dado que las perturbaciones permanecen en el tiempo, invalidando la hipótesis de una tendencia a un nivel predeterminado.

El método por utilizar aquí es probar la presencia de raíces unitarias en (A2). Si existe al menos una raíz unitaria en el proceso de la serie del tipo de cambio real, entonces las perturbaciones deben entenderse como permanentes; es decir, cualquier choque que afecte el tipo de cambio real lo alejará para siempre de su valor inicial, hasta que un nuevo choque lo afecte de nuevo. Si por el contrario, se prueba la ausencia de raíces unitarias, las desviaciones del tipo de cambio real se considerarán transitorias y cualquier perturbación provocará un efecto que se anula con el paso del tiempo —sin efecto permanente—. En este último caso, el PPP no se estará dando en el corto plazo, pero sí será válido en el largo plazo.

Los resultados de aplicar la prueba, cuya hipótesis nula es la ausencia de raíces unitarias, introducida por Dickey y Fuller (1986; véase también Adams, 1991) se muestran en el cuadro A2 para el lo-

garitmo de las series. El número de observaciones para esta prueba fue de 132 para la serie trimestral y 33 para la serie anual.

**Cuadro A2.** Prueba de Dickey y Fuller aumentada

Concepto		ADF	Valor crítico 5%
Serie anual	TCR	2.78	6.73
	TCRS	4.17	6.73
Serie trimestral	TCR	2.02	6.34
	TCRS	2.33	6.34

El resultado de aplicar esta prueba es que no se puede rechazar la hipótesis nula de que no existe una raíz unitaria en el proceso del tipo de cambio real para ninguna de las series.

Para confirmar los resultados recién presentados se aplica la técnica de cointegración (Engle y Granger, 1987).

La aplicación que aquí se hace consiste en probar si es válido imponer en la relación (A1) la restricción que indica el enfoque PPP, es decir  $\phi = 1$ , al menos en el largo plazo para el caso de México. Para tal efecto, una vez que ha sido probado que tanto  $e_t$  como el diferencial de tasas de inflación ( $\log \text{IPCMEX} - \log \text{IPCUSA}$ ) se comportan como movimientos aleatorios, simplemente se corre mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la regresión cointegradora cuya hipótesis nula plantea la no cointegración de las series:

$$\log e_t = c + \phi (\log \text{IPCMEX} - \log \text{IPCUSA})_t + u_t \quad (\text{A3})$$

obteniéndose los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \log e &= 2.437 + 1.02 (\log \text{IPCMEX} - \log \text{IPCUSA}) \\ &\quad (0.0193) \quad (0.0071) \\ R^2 &= 0.993 \quad \text{CRDW} = 0.212 \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

Entre paréntesis se muestra la desviación estándar. El valor crítico para CRDW (Cointegrated Regression Durbin Watson) es 0.386, por lo que no puede rechazarse la hipótesis nula de no cointegración.

**Anexo B. Prueba ARCH**

Esta prueba se realiza en dos pasos:

1) Especificación del modelo. Consiste en determinar la mejor especificación para la serie de tiempo del tipo de cambio real (TCR). En este caso se trata de especificar un modelo autorregresivo AR( $q$ ) para, posteriormente, aplicarle la prueba de efectos ARCH.

El proceso para probar si un modelo ha sido bien especificado generalmente incluye dos pasos: primero, se comparan la función de autocorrelación de la simulación de la serie (o sea la serie de tiempo generada por el modelo) y la función de autocorrelación de la serie original. Si las funciones de autocorrelación son muy diferentes, se tendrán algunas dudas sobre la especificación del modelo y se propondrá una reespecificación. Si las funciones de autocorrelación no son marcadamente diferentes, se procederá a analizar los residuales del modelo como segundo paso.

El modelo propuesto es un modelo AR(1) de manera que tenemos:

$$TCR_t = \delta + \phi TCR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (B1)$$

De acuerdo con lo anterior, calculamos las funciones de autocorrelación y observamos que son prácticamente iguales, lo que sugiere que la especificación del modelo (B1) es correcta (véase el cuadro B1).

**Cuadro B1.** Funciones de autocorrelación

Rezago ( $k$ )	Serie original	Serie del modelo
1	0.910	0.910
2	0.847	0.846
3	0.756	0.755
4	0.665	0.663
5	0.565	0.556
6	0.479	0.479
7	0.410	0.408
8	0.352	0.352
9	0.323	0.323
10	0.301	0.301

Una vez comprobada la semejanza de las funciones de autocorrelación, se analizan los residuales del modelo (B1) propuesto. La prueba utilizada para tal efecto es el estadístico propuesto por Box y Pierce  $Q(L)$ , que se aplica a los residuales no sólo del modelo (B1) sino también a modelos AR(2), AR(3) y AR(4), obteniéndose los resultados siguientes:

Modelo AR(1)	$Q(20) = 16.952$
Modelo AR(2)	$Q(20) = 17.971$
Modelo AR(3)	$Q(20) = 13.170$
Modelo AR(4)	$Q(20) = 10.920$

El estadístico  $Q(L)$  se comporta aproximadamente como una  $\chi^2$  con  $k - q$  grados de libertad. El valor crítico es 31.41 a un nivel de 95%, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de que los residuales se comportan como un ruido blanco y, por lo tanto, se trata de un modelo AR(1) bien especificado. Debe advertirse, sin embargo, que los procesos AR(3) y AR(4) presentan también una buena especificación, pero se decidió utilizar (B1) por contener un nivel de rezago menor ( $k = 1$ ).

## 2) Prueba ARCH-LM

Una vez que se ha probado que el TCR se ajusta suficientemente bien a un proceso AR(1) aplicamos la prueba LM (Lagrange Multiplier Test) a un proceso ARCH( $q$ ).

Engle (1982) sugiere que la prueba sea aplicada a un proceso ARCH( $q$ ) donde se ejecute una regresión de los errores al cuadrado [del modelo (I)] por MCO con un intercepto y  $q$  rezagos de los mismos errores al cuadrado, donde se tiene la hipótesis nula de que el modelo no sigue un comportamiento ARCH y la hipótesis alternativa de que se trata de un proceso ARCH( $q$ ). Entonces la prueba apropiada es  $T^*R^2$  comportándose como una chi-cuadrada (Godfrey, 1979).

Tomamos entonces los residuales del modelo (B1) y aplicamos entonces la prueba LM para los procesos ARCH(1), ARCH(2), ARCH(3) y ARCH(4) para verificar si se trata verdaderamente de procesos ARCH o no. Se obtienen los resultados siguientes:

ARCH(1)	$T^*R^2 = 0.00679$
ARCH(2)	$T^*R^2 = 0.96027$
ARCH(3)	$T^*R^2 = 0.94412$
ARCH(4)	$T^*R^2 = 1.05397$

Aquí se observa claramente que en ninguno de los modelos se obtiene una  $T^*R^2$  significativa, por lo que se rechaza la hipótesis nula en favor de la alternativa de que se trata de efectos ARCH efectivamente. El modelo ARCH(1) es el que presenta mayor significancia, por ello es el modelo que se utilizará para el cálculo de la varianza trimestral del TCR de la manera siguiente:

$$TCR_t = \alpha TCR_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \text{var } \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

Y, obviamente, calculamos la desviación estándar como la raíz cuadrada positiva de la varianza.

### Referencias bibliográficas

- Adams, C. y B. Chadha (1991), "On Interpreting the Random Walk and Unit Root in Nominal and Real Exchange Rates", *IMF Staff Papers*, vol. 38, núm. 4, diciembre.
- Arellano, Rogelio (1993), *Incertidumbre cambiaria y desarrollo económico*, México, CEMLA.
- Aspe A., Pedro (1993), *El camino mexicano de la transformación económica*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, núm. 72.
- Banco de México, *Indicadores económicos*, México (varios números).
- Caballero, R. y V. Corbo (1989), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Exports: Empirical Evidence", *The World Bank Economic Review*, vol. 3, núm. 2, mayo.
- Calvo, G. A., L. Leiderman y C. M. Reinhart (1993), "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation", *IMF Staff Papers*, vol. 40, núm. 1, marzo.
- Chadha, Bankim (1990), "Real Exchange Rate and Output Variability", *IMF Staff Papers*, vol. 37, núm. 3, septiembre.
- Cottani, J. A., D. F. Cavallo y M. S. Khan (1990), "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 39, núm. 1, octubre.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49.
- Edwards, Sebastian (1989), "Determinantes reales y monetarios del compor-

- tamiento del Tipo de Cambio Real: teoría y prueba de los países en desarrollo", *El Trimestre Económico*, julio.
- (1988), "Exchange Rates Misalignment in Developing Countries", *World Bank Occasional Papers*, núm. 2.
- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55.
- Fadl Kuri, S. y Samuel Puchot (1994), "Consideraciones sobre la calidad de los indicadores del Tipo de Cambio Real en México", *Comercio Exterior*, diciembre.
- Gagnon, Joseph E. (1993), "Exchange Rate Variability and the Level of International Trade", *Journal of International Economics*, vol. 34, núm. 3, mayo.
- Godfrey, L. G. (1979), "Testing the Adequacy of a Time Series Model", *Biometrika*, núm. 66.
- Grobar, L. M. (1993), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on LDC Manufactured Exports", *Journal of Development Economics*, vol. 41, núm. 2, agosto.
- Harberger, C. Arnold (1991), "A Study of Mexico's Real Exchange Rate", Instituto Quantum (mimeografiado).
- International Monetary Found, *International Financial Statistics*, Washington (varios números).
- Krueger, O. Anne (1985), "The Experiences and Lessons of Asia's Super Exporters", en Corbo, A. Krueger y F. Ossa (eds.), *Export-Oriented Development Strategies*.
- Mills, C. Terence (1990), *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge University Press.
- Montiel, P. J. y J. D. Ostry (1991), "Macroeconomics Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 38, núm. 4, diciembre.
- Officer, L. H. (1976), "The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", *IMF Staff Papers*, vol. 23, núm. 1.
- Pritchett, L. (1991), "Measuring Real Exchange Rate Instability in Developing Countries: Empirical Evidence and Implications", *Policy, Research and External Affairs Working Papers*, núm. 791, octubre.
- Repetto, A. L. (1992), *Determinantes del Tipo de Cambio Real: evidencias para el caso de Chile*, CIEPLAN, agosto (miemografiado).
- Szymczak, Philippe (1992), "International Trade and Investment Liberalization: Mexico's Experience and Prospects", *IMF Occasional Papers*, núm. 99, septiembre.
- Van Wijnbergen, Sweder (1990), "Crecimiento, deuda externa y Tipo de Cambio Real en México", *El Trimestre Económico*, septiembre.