

MEDICIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL: UNA COMPARACIÓN DE LAS MEDIDAS OFICIALES EN MÉXICO

MEASURING THE REAL EXCHANGE RATE: A COMPARISON OF OFFICIAL MEASURES IN MEXICO

Martín Alberto Rodríguez Brindis*

Escuela de Economía y Negocios
Universidad Anáhuac, Oaxaca, México
martin.brindis@anahuac.mx
martinrodbrin@yahoo.com.mx

RESUMEN

Este trabajo compara diferentes medidas del tipo de cambio real (TCR) para México. La primera parte presenta una descripción de cinco diferentes medidas del TCR, con énfasis en las ventajas y desventajas teóricas de cada una de ellas. La segunda parte presenta una comparación econométrica de las alternativas analizadas con el objetivo de tener un soporte empírico que nos pueda decir cuál de estos índices puede ser preferido en relación con los otros. El análisis se realizó bajo el criterio de que una buena medida del TCR debe ser sensible a cambios en la oferta de exportaciones, demanda de importaciones y de los flujos de capital.

Palabras clave: tipo de cambio real, series de tiempo, FMI, OCDE, Banco de México, SDRWPI.

Clasificación JEL: F31, C22, E02

* El autor agradece a la Dra. Sylvia B. Guillermo Peón de la Benemérita Universidad Autónoma de Puebla por su invaluable asesoría durante el desarrollo del presente trabajo.

ABSTRACT

This paper compares different measures of the real exchange rate (RER) for Mexico. The first part of the paper presents an overview of five different measures of RER, emphasizing the theoretical advantages and disadvantages of each. The second part presents an econometric comparison of the alternatives analyzed in order to have empirical support that can tell us which of these indices may be preferred on the other. The analysis is made under the criterion that a good measure of RER should be sensitive to changes in export supply, import demand and capital flows.

Keywords: real exchange rate, time series, Bank of Mexico, SDRWPI.

1. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio real (TCR) es una de las variables más importantes para cualquier economía y se ha convertido en tema central de las discusiones sobre política económica, tanto en los países desarrollados como en los que están en vías de serlo. Su importancia radica en el hecho de que es el precio real que hace que la balanza de pagos esté en equilibrio, es decir, es el precio real que hace que la oferta y la demanda reales de divisas se encuentren en equilibrio. Por lo anterior, es necesario tener una adecuada medida que sea capaz de captar de la mejor manera posible el efecto de los cambios en las variables que consideramos fundamentos del TCR.

Para México existen diversas medidas del tipo de cambio real que son publicadas por diferentes instituciones oficiales como: Banco de México, Fondo Monetario Internacional y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico.¹

En este trabajo se presentan las metodologías utilizadas por los organismos arriba mencionados para la estimación de los tipos de cambio real, junto con una quinta metodología propuesta por Harberger (1988). El objetivo es poderlas comparar para saber cuál de ellas es la más apropiada para medir el TCR en México. Para ello estimamos que, una buena medida del tipo de cambio real, debe ser sensible a los cambios en las variables que consideramos sus fundamentos. Es decir, una buena medida del TCR debe ser capaz de captar los cambios en la oferta real de exportaciones, en la demanda real de importaciones y en los flujos de capital. Al tener este como objetivo las técnicas econométricas serán la herramienta que proporcione elementos en favor de una u otra medida alternativa del TCR. Relacionamos el TCR con las variables explicativas de la siguiente manera:

$$TCR_t = TCR(XG_{t-1}, MG_t, XMG)$$

Dónde: TCR_t es el logaritmo del índice de TCR en el tiempo t ; XG_{t-1} es la tasa de exportaciones (de bienes y servicios) respecto del PIB en el

¹ Para México la OCDE publica dos índices de tipo de cambio real.

periodo $t-1$; MG_t es la tasa de importaciones (de bienes y servicios) respecto del PIB el tiempo t ; y XMG_t es la tasa de flujos de capital respecto del PIB (definido como la diferencia entre las exportaciones e importaciones) en el tiempo t .

El objetivo del análisis econométrico —una vez definida la relación adecuada entre las variables— será el de saber que tan bien los cambios en el TCR son explicados por cambios en las variables consideradas como sus fundamentos. Para ello, la *medida de bondad de ajuste* R^2 y la significancia de los coeficientes serán la clave para nuestra comparación.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: la sección 2 presenta las diferentes metodologías de medición del TCR, la 3 contempla la metodología utilizada para la comparación de los **índices** alternativos del TCR, para finalizar la sección 4 contiene las principales conclusiones.

2. MEDIDAS DE TIPO DE CAMBIO REAL PARA MÉXICO

2.1. Tipo de cambio real calculado por el Banco de México (TCR-BX)

El Banco de México calcula y publica mensualmente su índice de tipo de cambio real,² este índice es definido como el cociente del índice mundial de precios al consumidor en pesos de 111 países, dividido por el índice nacional de precios al consumidor.³ El índice mundial de precios al consumidor se construyó a partir de un agregado geométrico de los índices de precios correspondientes a los 111 países, para ello se utilizó como ponderador el PIB nominal de 1990 de cada país, como porcentaje del PIB mundial, expresado en dólares estadounidenses.

De este modo, el índice de tipo de cambio real empleado por el Banco de México queda expresado de la siguiente manera:

$$TCR - BX = \frac{P^*}{P_{INPC}} * \frac{E}{E^*} \quad (2.1)$$

² Véase www.banxico.org.

³ Inicialmente fueron 41 países, posteriormente se ajustó su número hasta que el Banco de México optó por el índice de tipo de cambio real con 111 países. La lista de países incluidos en este índice se encuentra disponible en la página web del Banco de México.

Donde P^* es el índice de precios al consumidor de la cesta de bienes de los países, el cual constituye un agregado geométrico; P_{INPC} es el índice nacional de precios al consumidor, INPC, en México; E es el índice de tipo de cambio nominal de pesos por dólar americano y E^* es el índice de tipo de cambio nominal del conjunto de países en monedas por dólar americano, también integrado como un agregado geométrico.

De acuerdo con Carballo y Uzúa (2008), esta metodología es anómala por dos razones: a) en lugar de ponderar cada moneda mediante la participación del país respectivo en los flujos comerciales de México, se emplea su participación en el PIB mundial y b) se utilizan los índices de precios de un sinnúmero de países, muchos de los cuales comercian poco o nada con México.

Una tercera crítica, considero, es el hecho de que el año utilizado para el cálculo de la ponderación del PIB de los países que integran el índice sea 1990, cuando la realidad muestra que la participación del PIB de los países respecto del PIB mundial ha cambiado significativamente durante los últimos 20 años. Así, por ejemplo, la participación del PIB de Estados Unidos en el mundo en 1990 era de 26.26 y para 2010 fue de 23.13%; Alemania, Reino Unido, Japón y Francia aportaban 7.82, 4.62, 13.96 y 5.68 por ciento del PIB mundial en 1990, para 2010 cambiaron a 5.24, 3.56, 8.72 y 4.06, respectivamente. El caso más significativo es el de China, cuya participación en el PIB mundial en 1990 fue de 1.63% y para 2010 se elevó a 9.32 por ciento.⁴ Lo anterior debe considerarse una deficiencia importante en el indicador de TCR calculado por el Banco de México, ya que la participación del PIB, respecto del PIB mundial, de cada país que integra el índice, y que se utiliza para su cálculo, ya es obsoleta y podría no estar reflejando las ponderaciones de cada país de una forma adecuada en la estimación del TCR. Esto estaría llevándonos a evaluaciones incorrectas sobre el desarrollo de dicho indicador.

⁴ Fuente: Estadísticas del Banco Mundial. Varios años.

2.2. Tipo de cambio real basado en los índices relativos de precios al consumidor publicado por el FMI (TCR-FMI)

El índice de tipo de cambio real basado en los índices relativos de precios al consumidor es el índice que el FMI publica periódicamente en sus *Estadísticas financieras internacionales* (IFS, por sus siglas en inglés) para 164 de sus países miembros (entre ellos México), utilizando datos sobre consumo y comercio de manufacturas de 1999 a 2001. Este indicador toma en cuenta la competencia entre importaciones y sustitutos de importaciones producidos localmente, la competencia entre las exportaciones propias y los bienes externos producidos localmente y la competencia entre las exportaciones propias frente a las exportaciones de otros países en “terceros mercados”.

Dado un conjunto de ponderaciones para el país i sobre sus socios comerciales (W_{ij} para $j \neq i$), el TCR-FMI es calculado como un promedio geométrico de los tipos de cambio real bilaterales entre el país local y sus socios comerciales. Específicamente, el TCR-CPI_{FMI} para el país i es calculado de la siguiente manera:

$$TCR - FMI_i = \prod_{j \neq i} \left[\frac{P_i R_i}{P_j R_j} \right]^{W_{ij}} \quad (2.2)$$

donde j es un índice que corre sobre los socios comerciales del país i ; W_{ij} es la ponderación de competitividad que el país i le asigna al país j ; P_i, P_j son los índices de precios al consumidor para el país i y j respectivamente. Finalmente, R_i, R_j son los tipos de cambio nominales bilaterales del país i y j medidos en dólares por moneda local.

El esquema de ponderación W_{ij} es muy importante en esta metodología ya que determina cómo las variaciones en el tipo de cambio nominal y en los precios al consumidor en diferentes países externos tienen un impacto sobre la posición competitiva del país local. Por esto, el FMI calcula para cada país ponderaciones de competitividad (normalizadas) de los países socios en tres categorías: materias primas (*commodities*), manufacturas y servicios comerciales no turísticos.⁵ Los tres conjuntos de

⁵ Para 48 de sus países miembros el FMI agrega una cuarta categoría que es la de servicios turísticos, el esquema de ponderación para ésta es similar al de las manufacturas, y se ha excluido

ponderaciones son agregados para obtener un total del conjunto de ponderaciones de competitividad —de nuevo para cada país—, cada una de estas ponderaciones en lo individual es multiplicada por la proporción del total del comercio que le corresponde a cada una de las tres categorías.

Si expresamos lo anterior algebraicamente tendremos:

$$W_{ij} = (\alpha_M + \alpha_S)w_{ij}(M) + \alpha_C w_{ij}(C) \quad (2.2a)$$

dónde, $w_{ij}(M)$, $w_{ij}(C)$ son las ponderaciones basadas en el comercio de manufacturas y materias primas, respectivamente, que el país i asigna al país j , α_M , α_S y α_C son los porcentajes del comercio en manufacturas, servicios comerciales no turísticos y materias primas, del comercio exterior del país i , donde el comercio exterior es la suma de las tres categorías.

Esta medida del TCR presenta limitaciones tanto metodológicas como teóricas. En relación con las primeras, Zanello y Desruelle (1997) comentan que son al menos dos asuntos básicos metodológicos que surgen en el cálculo del TCR-FMI:

1. La determinación de una significativa estructura de ponderación de competitividad y,
2. La elección de un nivel de desagregación en la definición de productos y mercados.

En lo que se refiere a las limitaciones teóricas, Guillermo (2000) menciona que al menos son dos las que este índice presenta.

- a) El uso de indicadores de competitividad expresados como un índice en un año base debe manejarse con cautela cuando se trata de hacer comparaciones entre países. Si el índice tiene un año base, la diferencia relativa en competitividad entre países no se observa en el año base de elección y

aquí porque México no se encuentra dentro de los 48 países. La ecuación 2 con esta cuarta categoría quedaría de la siguiente manera: $W_{ij} = (\alpha_M + \alpha_S)w_{ij}(M) + \alpha_C w_{ij}(C) + \alpha_T w_{ij}(T)$. Para mayores detalles de cómo se calcula la ponderación de competitividad para servicios turísticos puede verse Bayoumi, Lee y Jayanthi (2005).

- b) La interpretación de este índice como tipo de cambio real es complicada porque, al parecer, el TCR-CPI pone más énfasis en ser un indicador de competitividad y no el precio real que equilibre la balanza de pagos, que es el papel clave que tiene el tipo de cambio real en una economía.

2.3. Tipo de cambio real basado en los costos relativos unitarios laborales e índices relativos de precios al consumidor estimados por la OCDE

A partir de 1970 la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) publica periódicamente dos índices de tipo de cambio real efectivo para diversos países, entre ellos México, los cuales toman en cuenta no sólo los cambios en el mercado de divisas, sino también variaciones en los niveles de precios relativos. La OCDE utiliza dos índices de precios relativos para calcular el tipo de cambio real efectivo: los precios al consumidor y los costos unitarios laborales en manufacturas.⁶

En términos generales, podríamos decir que el cambio relativo en el índice de precios al consumidor entre dos periodos se obtiene comparando el cambio en el índice de precios al consumidor del propio país (convertido en dólares estadounidenses) con respecto a un promedio ponderado de los cambios en los índices de precios al consumidor de los países competidores. Los cambios relativos en el índice de costos unitarios laborales⁷ en manufacturas son calculados de la misma forma.

Algebraicamente el diferencial de precios usado por la OCDE para medir el tipo de cambio real definido como una medida de competitividad internacional, para el país i es de la siguiente manera:

$$\ln C_i = \ln P_i - \sum_{j \neq i} \ln(w_{ij} * P_j) \quad (2.3)$$

⁶ Por practicidad llamaremos a los índices publicados por la OCDE: TCR-ULC_{OCDE} al índice de tipo de cambio real efectivo basado en costos unitarios labores y TCR-CPI_{OCDE} al índice de tipo de cambio real efectivo basado en los precios al consumidor

⁷ Los costos unitarios laborales (ULC) miden el costo promedio de trabajo por unidad de producción y son calculados como la tasa de los costos laborales totales sobre la producción real.

donde P_i es el índice de precios (o costos) en dólares del país i y w_{ij} es un patrón de ponderación.

Los índices en dólares pueden ser reescritos como:

$$P_i = Pl_i * E_i \quad (2.3.1)$$

Pl_i es el precio expresado en la moneda del país i y E_i el tipo de cambio con respecto al dólar. La ecuación (2.3) puede entonces ser reescrita como:

$$\ln C_i = \ln(Pl_i * E_i) - \sum_{j \neq i} w_{ij} * \ln(Pl_j * E_j) \quad (2.3a)$$

$$\ln C_i = \left[\ln Pl_i - \sum_{j \neq i} w_{ij} * \ln Pl_j \right] + \left[\ln E_i - \sum_{j \neq i} w_{ij} * \ln E_j \right] \quad (2.3b)$$

Por lo tanto,

$$C_i = \frac{E_i / \prod_{j \neq i} w_{ij} * E_j}{\prod_{j \neq i} Pl_j w_{ij} / Pl_i} \quad (2.3c)$$

C_j es por definición el tipo de cambio real efectivo para el país i donde Pl es usado como el índice de precios deflactor. Es decir, si Pl es el índice de costos unitarios laborales, tendría:

$$TCR - ULCi_{OCDE} = \frac{E_i / \prod_{j \neq i} w_{ij} * E_j}{\prod_{j \neq i} ULC_j w_{ij} / ULC_i} \quad (2.3.2a)$$

ULC_i y ULC_j son los índices de costos unitarios laborales en manufacturas para el país i y j , respectivamente.

A su vez, para obtener el índice de tipo de cambio real efectivo basado en los índices de precios al consumidor tendríamos:

$$TCR - CPIi_{OCDE} = \frac{E_i / \prod_{j \neq i} w_{ij} * E_j}{\prod_{j \neq i} Pl_j w_{ij} / Pl_i} \quad (2.3.2b)$$

donde Pl_i y Pl_j son los índices de precios al consumidor para el país i y j , respectivamente.

El esquema de ponderación W_{ij} ⁸, que se asume refleja la importancia relativa del competidor j en el país i . Esta ponderación es medida a través de la suma de la parte de las importaciones del país i ofertadas por el país j (M_{ij}) sobre todos los i mercados, multiplicado por la parte del total de las exportaciones del país i hacia los k 's mercados (X_{ki}). Algebraicamente podríamos expresar lo anterior como:

$$w_{ij} = \sum_{i \neq j} \frac{X_{ki}}{X_k} * \frac{M_{ij}}{M_i} \quad (2.3.3)$$

2.4. Tipo de cambio real basado en el índice de precios al por mayor y derechos especiales de giro (TCR-SDRWPI)

Este índice de tipo de cambio real es llamado por Harberger (1988 pp. 181) como “Índice de Precios al por Mayor basado en Derechos Especiales de Giro” (SDRWPI),⁹ porque se usan las ponderaciones que el Fondo Monetario Internacional emplea en el cálculo de los derechos especiales de giro (DEG).

Algebraicamente el índice SDR-WPI es definido como el promedio ponderado de los WPIs de los cinco principales países comerciales (expresado en dólares), esto es:

$$SDRWPI = SDR_{EUA}WPI_{EUA} + \frac{SDR_{ALE}WPI_{ALE}}{E_{ALE}} + \frac{SDR_{JPN}WPI_{JPN}}{E_{JPN}} + \frac{SDR_{RU}WPI_{RU}}{E_{RU}} + \frac{SDR_{FRA}WPI_{FRA}}{E_{FRA}} \quad (2.4.1)$$

SDR_{EUA} , SDR_{ALE} , SDR_{JPN} , SDR_{RU} y SDR_{FRA} representan la ponderación empleada por el FMI en el cálculo de los derechos especiales de giro para Estados Unidos, Alemania, Japón, Reino Unido y Francia, respectivamente; y donde WPI_{EUA} , WPI_{ALE} , WPI_{JPN} , WPI_{RU} y WPI_{FRA} son los índices de precios al por mayor de esos países, expresados en sus respectivas monedas.

⁸ Para una explicación más detallada de este esquema de ponderación véase Durand (1986) y Maciejewski (1983).

⁹ SDR son las siglas en inglés correspondientes a *Special Drawing Rights*, que son los derechos especiales de giro, y WPI son las siglas en inglés correspondientes a *Wholesale Price Index*, que es el indicador (índice) de precios al por mayor.

Finalmente, E representa el tipo de cambio nominal para cada país (expresado en unidades de moneda doméstica por dólar).

Alemania y Francia presentan una complicación adicional al construir el SDRWPI: en enero de 1999 estos países “renunciaron” a sus monedas domésticas por el euro, razón por la que el Fondo Monetario Internacional comenzó a reportar para ellos el tipo de cambio entre el euro y el dólar. Sin embargo, el FMI sigue presentando los índices de precios en las monedas originales. Para resolver esto Harberger (2005) propone convertir los índices de precios expresados en moneda doméstica a dólares usando el factor fijo para convertir las monedas nacionales en euros: para Alemania 1.95583 marcos por euro y para Francia 6.55957 francos por euro.

Adicionalmente, debido a los cambios en las valoraciones de las ponderaciones de las monedas en la cesta de DEG¹⁰, Harberger (2005) ha propuesto suavizar la transición de un esquema de ponderación a otro a través de una media móvil de 24 meses de las ponderaciones, comenzando 11 meses antes del periodo t y terminando 12 meses después de t , donde t es el mes en el que se dio oficialmente el cambio en la ponderación.

Una vez que hemos definido el deflactor de precios externos y usando el CPI como deflactor doméstico, el cálculo del *TCR basado en SDRWPI* para el país i se realiza de la siguiente forma:

$$TCR_{it} = E_{it} \frac{SDRWPI_{it}}{CPI_{it}} \quad (2.4.2)$$

dónde CPI_{it} es el índice de precios al consumidor del país i .

La razón por la que se incluye esta metodología en el trabajo es porque al haber definido el TCR como el precio que equilibra la balanza de pagos necesitamos un indicador que logre captar las variables que puedan provocar movimientos temporales o permanentes en la oferta y demanda reales de divisas. En este sentido, el TCR definido a través del SDRWPI es una manera muy simple de entender y calcular el índice de TCR y resulta un indicador adecuado para captar los movimientos de las variables que consideramos “fundamentos del TCR”.¹¹

¹⁰ Las ponderaciones en la valuación de la cesta de monedas DEG son revisadas por el FMI cada 5 años.

¹¹ Tales como flujos de capitales, liberalización comercial, cambios en el precio de un bien

Además de lo anterior, Guillermo (2000) ofrece argumentos sólidos y algunos resultados empíricos que demuestran que, a pesar de la simplicidad de su cálculo (lo cual resulta ser una virtud en lugar de un defecto), el TCR basado en SDRWPI es una medida adecuada, e incluso mejor (en relación con las que se le compara) para la variable de nuestro interés, que es el tipo de cambio real.

3. COMPARACIÓN ECONOMETRICA

Después de haber presentado diferentes metodologías de medición correspondientes a indicadores alternativos para el tipo de cambio real es necesario hacer una comparación entre ellos, para saber cuál puede ser considerado el más adecuado para medir el tipo de cambio real¹² para México. Para ello, las técnicas econométricas serán la herramienta que nos proporcione elementos en favor de una u otra medida alternativa del tipo de cambio real.

Como ya se mencionó, el tipo de cambio real es el precio real que hace que la oferta y la demanda reales de divisas se encuentren en equilibrio, por lo que podemos decir que, teóricamente, cambios en la oferta real de exportaciones y de la demanda real de importaciones deberán reflejar variaciones en el tipo de cambio real. Otra variable importante que afecta al tipo de cambio real es la entrada y salida de capitales, las cuales producen movimientos a lo largo de las curvas de oferta real de exportaciones y de demanda real de importaciones.

El análisis previo nos lleva a concluir que, empíricamente, una buena medida del tipo de cambio real debe ser sensible a cambios en la oferta de exportaciones, demanda de importaciones y de flujos de capital¹³. Tal es la razón por la que Guillermo (2000) propone el siguiente modelo econométrico para explicar los movimientos sobre el TCR, mismo que será utilizado en el presente trabajo para evaluar las medidas de TCR descritas con anterioridad:

$$rer_t = \alpha_0 + \alpha_1 rer_{t-1} + \alpha_2 xg_{t-1} + \alpha_3 mg_t + \alpha_4 XMG_t + u_t \quad (3.1)$$

clave en el comercio exterior de un país, etc.

¹² Los índices de tipo de cambio real utilizados en este análisis se presentan en los cuadros A1 y A2 del anexo, tanto para datos anuales como trimestrales.

¹³ Para un desarrollo teórico de cómo estas variables afectan al tipo de cambio real véase Harberger (2004 y 2010).

Dónde: rer_t es el logaritmo del índice de TCR en el tiempo t ; xg_{t-1} es el logaritmo de la tasa de exportaciones (de bienes y servicios) con respecto al PIB en el periodo $t-1$; mg_t es el logaritmo de la tasa de importaciones (de bienes y servicios) con respecto al PIB el tiempo t ; y XMG_t es la tasa de flujos de capital con respecto al PIB (definido como la diferencia entre las exportaciones e importaciones) en el tiempo t .

El propósito de la regresión de la ecuación (3.1), como indica Guillermo (2000), es saber que tan bien las definiciones de TCR usadas como variable dependiente están capturando el efecto de cambios en las variables explicativas. Ya que se pretende hacer una comparación de los resultados de las regresiones para cada una de las diferentes medidas de TCR, el análisis se realizará enfocándonos en la *medida de bondad de ajuste* (R^2).

De esta manera, la regresión cuya R^2 sea más cercana a 1 será aquella en la que las variaciones del tipo de cambio real —utilizado como variable dependiente— son mejor explicadas por las variaciones de las variables que hemos definido como explicativas. A pesar de que la R^2 es un buen indicador para nuestro propósito es probable que ésta no sea comparable entre las regresiones, debido a que las variables dependientes no son construidas de la misma manera. Por ello se reportará lo que se conoce como la R^2 *generalizada*¹⁴ que nos permitirá tener una mejor conclusión sobre qué modelo presenta una mayor medida de bondad de ajuste.

Antes de correr la regresión (3.1) es necesario hacer un análisis sobre las características estacionarias o no estacionarias de las series utilizadas en el procedimiento de la estimación. Se realizaron pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF) para todas las series con diferentes números de rezagos para datos trimestrales de 1970q1 a 2011q3 para las variables del tipo de cambio real¹⁵ y de 1981q1 a 2011q3 para las variables independientes; y para datos anuales de 1970 a 2010 para todas las variables. Debido a que un proceso estocástico puede incluir o excluir un término constante y

¹⁴ Recordemos que la R^2 generalizada se define como el cuadrado de la correlación entre la y observada y la y estimada. Es decir:

$$R_g^2 = (\text{Corr}(y, \hat{y}))^2 = \frac{[\text{Cov}(y, \hat{y})]^2}{\text{Var}(y)\text{Var}(\hat{y})}$$

¹⁵ Excepto el tipo de cambio real publicado por el FMI, cuyo análisis es de 1980 q1 a 2011q3.

puede incluir o excluir una tendencia en el tiempo. Se realizaron las tres variaciones de la prueba ADF para tomar en cuenta el papel que pudiera tener el término constante y la tendencia en nuestras variables de interés.

Los resultados de la pruebas ADF nos indica que existe suficiente evidencia para afirmar que las diferentes definiciones de tipo de cambio real y las variables explicativas (exportaciones como proporción del PIB en un rezago, importaciones como proporción del PIB y flujos de capital como proporción del PIB) tienen un comportamiento de caminata aleatoria.

Al encontrar que todas las variables utilizadas en nuestro modelo son series no estacionarias procederemos a encontrar su orden de integración. De nuevo se aplicaron pruebas ADF, tanto para las diferentes definiciones de tipo de cambio real como para las variables explicativas —en datos anuales y trimestrales—, sólo que, a diferencia de las pruebas anteriores, todas las variables son tomadas en primeras diferencias. El resultado que podemos apreciar es que, en todas las variables, se rechaza la hipótesis de no estacionariedad para las diferentes pruebas ADF, por lo que podemos afirmar que las variables en su conjunto son integradas de orden uno (I(1)).¹⁶

Como mencionan Hill, Griffiths y Lim (2011),¹⁷ las variables de series de tiempo no estacionarias no deberían ser utilizadas en modelos de regresión para evitar el problema de regresiones espurias. No obstante, hay una excepción para esta regla. Si y_t y x_t son variables no estacionarias e integradas de orden 1 hay la posibilidad de que la relación lineal existente entre ellas arroje un término de error $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$, que sea un proceso estacionario I(0). En este caso decimos que y_t y x_t están cointegradas.

Debido a lo anterior es importante averiguar si la relación entre las variables presentadas en la regresión (3.1) es verdadera o espuria. Un modo natural de saber si la relación entre nuestras variables está cointegrada es probar si los errores que producen son estacionarios. Ya que no podemos observar e_t , estimamos la regresión (3.1) por mínimos cuadrados y obtenemos los residuales estimados, es decir:

$$\widehat{u}_t = rer_t - \widehat{\alpha}_0 - \widehat{\alpha}_1 rer_{t-1} - \widehat{\alpha}_2 xg_{t-1} - \widehat{\alpha}_3 mg_t - \widehat{\alpha}_4 XMG_t$$

¹⁶ Recordemos que si y_t sigue una caminata aleatoria, entonces $\gamma = 0$ y la primera diferencia de y_t se vuelve $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t$; y_t , ya que v_t es una variable aleatoria independiente $(0, \sigma_v^2)$ es estacionaria, por lo que decimos que y_t es integrada de orden 1.

¹⁷ Hill, Griffiths y Lim (2011), pág. 488.

Para probar la estacionariedad en el término de error utilizaremos la prueba ADF para diferentes números de rezagos y restringiremos el término constante a cero. Los resultados de la prueba de cointegración hecha para las cinco diferentes medidas de TCR usadas como variable dependiente indican que, en general, no se encuentra evidencia (con datos anuales y trimestrales) en ninguna de las regresiones de que las variables estén cointegradas. Por lo que podemos concluir que la relación expresada en la ecuación (3.1) no es válida para relacionar al TCR con las variables que hemos definido como su fundamento.¹⁸

El hecho de que no encontráramos evidencia de cointegración en la relación entre las variables para las diferentes medidas de tipo de cambio real nos lleva a plantear la especificación de un modelo que tome en cuenta el comportamiento I(1) de nuestras variables. La especificación de este modelo simplemente implica que tomemos las primeras diferencias de cada una de las series (variables dependientes e independientes), procedimiento que resultará en un término de error estacionario y, por lo tanto, en errores estándar válidos para ser utilizados en inferencia respecto a los coeficientes de la regresión de interés.

De esta forma, si seguimos de nuevo a Guillermo (2000) el modelo propuesto es expresado de la siguiente manera:

$$\Delta rer_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta XG_{t-1} + \alpha_2 \Delta MG_t + \alpha_3 \Delta XMG_t + u_t \quad (3.2)$$

donde Δrer_t es la primera diferencia del logaritmo del TCR en el tiempo t ; ΔXG_{t-1} es el cambio en la tasa de exportaciones con respecto al PIB en el tiempo $t-1$; ΔMG_t es el cambio en la tasa de importaciones con respecto al PIB en el tiempo t y ΔXMG_t es el cambio en la tasa de flujos de capital con respecto al PIB en el tiempo t .

Es necesario mencionar aquí que las primeras diferencias tomadas como variables explicativas en (3.2) son las primeras diferencias de la tasa de exportaciones con respecto al PIB; y las primeras diferencias de la tasa de importaciones con respecto al PIB, en lugar de las diferencias de los logaritmos de estas tasas (que son aproximadamente igual al cambio porcentual de ellas). La razón de hacer esto es que tiene mayor sentido económico tomar la

¹⁸ Por motivos de espacio no se presentan los resultados de las pruebas de estacionariedad y de cointegración, pero pueden ser solicitados al autor.

primera diferencia de las tasas en vez de sus cambios porcentuales. Como explica Guillermo (2000):

“Tomar las primeras diferencias de las tasas tiene más sentido económico porque de esta manera podemos asegurar que el efecto de un movimiento, por ejemplo, de la tasa de importaciones con respecto al PIB, de 1 a 2% es “igual” al efecto de un movimiento en esta tasa de 5 a 6%, y no “igual” a un movimiento de 5 a 10%” (pág. 148, traducción propia).

El análisis de los resultados de la estimación de la ecuación (3.2), utilizando las diferentes metodologías de medición correspondientes a los cinco indicadores para el tipo de cambio real con una muestra anual de 1970 a 2010, que se presentan en el cuadro 1, puede ser resumido de la siguiente manera:

- El modelo en su conjunto es significativo para las cinco regresiones.
- El modelo en que se toma la medida de tipo de cambio real basada en el SDRWPI muestra tanto un R^2 como R^2 generalizado más altos, en relación con las otras cuatro medidas presentadas.
- En todos los casos los signos de los coeficientes son los esperados por la teoría: un incremento en las exportaciones provocará una caída en el tipo de cambio real; un incremento en las importaciones llevará a una depreciación del tipo de cambio real; y una entrada de capital apreciará al tipo de cambio real.
- Para el modelo basado en el SDRWPI y para el modelo basado en la medida del FMI, todos los coeficientes relativos a las variables fundamentos del TCR son estadísticamente significativos; el coeficiente asociado a la variable $\Delta x_{g,t-1}$ no es significativo¹⁹ en los modelos que toman las medidas del Banco de México y en los

¹⁹ Debemos tener en cuenta aquí que la insignificancia estadística de estos coeficientes podría deberse a la presencia de colinealidad. No obstante, este problema no afecta la conclusión respecto a qué definición de TCR podría ser mejor.

de la OCDE; para la variable Δmg_t su coeficiente asociado no es significativo para ambas medidas del TCR presentadas por la OCDE; finalmente, el coeficiente asociado a la variable ΔXMG_t no es significativo para la medida presentada por el Banco de México.

Cuadro 1

Resultados de la estimación para diferentes medidas del TCR para México
Datos anuales de 1970 a 2010

$$\text{Ecuación estimada: } \Delta rer_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta XG_{t-1} + \alpha_2 \Delta MG_2 + \alpha_3 \Delta XMG_t + u_t$$

ITCR	Variables	Coefficiente	Error estandar	Estadístico t	P-value	R ²	R ² _g	Estadístico F	P-value (F)
TCR-BX	Constante	-0.0048	0.0213	-0.23	0.823	0.58	0.583	11.66	0.000
	Δxg_{t-1}	-1.1987	0.6267	-1.91	0.067				
	Δmg_t	3.1215	1.0552	2.96	0.007				
	ΔXMG_t	-3.8530	0.7653	-0.23	0.823				
TCR-FMI	Constante	0.0001	0.0172	0.01	0.993	0.68	0.682	17.93	0.000
	Δxg_{t-1}	-1.2057	0.5080	-2.37	0.026				
	Δmg_t	2.3718	0.8553	2.77	0.010				
	ΔXMG_t	-4.1476	0.6203	-6.69	0.000				
TCR-RELCPI _{OCDE}	Constante	0.0050	0.0183	0.27	0.787	0.68	0.689	18.52	0.000
	Δxg_{t-1}	-0.8108	0.5404	-1.50	0.146				
	Δmg_t	0.8771	0.9098	0.96	0.344				
	ΔXMG_t	-4.8749	0.6598	-7.39	0.000				
TCR-RELULC _{OCDE}	Constante	0.0039	0.0217	0.18	0.858	0.66	0.668	16.83	0.000
	Δxg_{t-1}	-0.1359	0.6408	-0.21	0.834				
	Δmg_t	1.3174	1.0790	1.22	0.233				
	ΔXMG_t	-5.4512	0.7825	-6.97	0.000				
TCR-SDRWPI	Constante	-0.0095	0.0168	-0.57	0.574	0.71	0.714	20.84000	0.0000
	Δxg_{t-1}	-1.4535	0.4946	-2.94	0.007				
	Δmg_t	2.8368	0.8327	3.41	0.002				
	ΔXMG_t	-4.1840	0.6039	-6.93	0.000				

Fuente: Estimación propia.

Los resultados de la estimación de la ecuación (3.2) usando una muestra con datos trimestrales de 1981q1 a 2011q3 se presentan en el cuadro 2 y pueden ser resumidas de la siguiente manera:

- Igual que en el caso de los datos anuales, el modelo en su conjunto es significativo para las cinco regresiones.
- Nuevamente el modelo en que se toma la medida de tipo de cambio real basada en el SDRWPI muestra tanto un R^2 como R^2 generalizado más altos en relación con las otras cuatro medidas presentadas.
- En todos los casos los signos de los coeficientes son los esperados por la teoría presentada en el capítulo I: un incremento en las exportaciones provocará una caída en el tipo de cambio real, un incremento en las importaciones llevará a una depreciación del tipo de cambio real y una entrada de capital apreciará al tipo de cambio real.
- El coeficiente $\Delta x_{g_{t-1}}$ no es significativo en todos los modelos, los coeficientes asociados a las variables Δmg_t y ΔXMG_t son estadísticamente significativos en todos los casos.

Si tomamos los resultados de la estimación de la ecuación (3.2) tanto para la muestra anual como para la trimestral podemos concluir que, para México, el mejor indicador para medir el tipo de cambio real es el basado en el SDRWPI. Debemos recordar que el término “mejor” debe ser entendido aquí en el sentido de que las variables independientes (las cuales definimos teóricamente como determinantes del tipo de cambio real) explican de mejor forma y de manera conjunta los movimientos del TCR, comparados con los que estas mismas variables explican los movimientos de las otras medidas del tipo de cambio real.

Cuadro 2

*Resultados de la estimación para diferentes medidas del TCR para México.
Datos trimestrales de 1981q1 a 2011q3*

$$\text{Ecuación estimada: } \Delta \text{rer}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta XG_{t-1} + \alpha_2 \Delta MG_2 + \alpha_3 \Delta XMG_t + u_t$$

<i>ITCR</i>	<i>Variables</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>P-value</i>	<i>R²</i>	<i>R²_g</i>	<i>Estadístico F</i>	<i>P-value (F)</i>
TCR-BX	Constante	-0.0008	0.00696	-0.13	0.900	0.276	0.276	14.89	.000
	Δxg_{t-1}	-0.0653	0.40925	-0.16	0.873				
	Δmg_t	8.5316	1.72651	4.94	0.000				
	ΔXMG_t	-3.0979	0.51516	-6.01	0.000				
TCR-FMI	Constante	-0.0011	0.00454	-0.25	0.804	0.504	0.504	39.7	.000
	Δxg_{t-1}	-0.2643	0.26716	-0.99	0.325				
	Δmg_t	9.5824	1.12709	8.5	0.000				
	ΔXMG_t	-3.2288	0.33630	-9.6	0.000				
TCR-RELC-PI _{OCDE}	Constante	0.0001	0.00692	0.03	0.979	0.277	0.277	15	.000
	Δxg_{t-1}	-0.7926	0.40712	-1.95	0.054				
	Δmg_t	7.8489	1.71753	4.57	0.000				
	ΔXMG_t	-3.1759	0.51248	-6.2	0.000				
TCR-RELUL-C _{OCDE}	Constante	0.0003	0.00831	0.05	0.963	0.263	0.263	13.98	0.000
	Δxg_{t-1}	-0.2821	0.48866	-0.58	0.565				
	Δmg_t	6.9768	2.06154	3.38	0.001				
	ΔXMG_t	-3.9074	0.61513	-6.35	0.000				
TCR-SDRWPI	Constante	-0.0032	0.00440	-0.74	0.4590	0.536	0.535	45.06	0.0000
	Δxg_{t-1}	-0.1227	0.25872	-0.47	0.6360				
	Δmg_t	10.6284	1.09149	9.74	0.0000				
	ΔXMG_t	-3.1324	0.32568	-9.62	0.0000				

Fuente: Estimación propia.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se presentaron cinco diferentes metodologías para la medición del tipo de cambio real: la calculada por el Banco de México, la del FMI, dos publicadas por la OCDE y la propuesta por Harberger denominada SDRWPI. Se pudo apreciar claramente que existen grandes diferencias en la forma en cada una de estas alternativas de medición del TCR son construidas. Específicamente, las medidas del TCR estimadas por el FMI y la OCDE parecen enfocarse en ser una indicador de competitividad, lo cual, como ya vimos, no es el papel clave que desempeña el tipo de cambio real en una economía, además de que el uso de indicadores de competitividad expresados como un índice en una año base debe ser manejado con cautela para hacer comparaciones entre países.

Por otro lado, el índice publicado por el Banco de México pone más énfasis en la importancia que un país tiene sobre el PIB mundial, más que en la que dicho país tenga en el flujo comercial internacional o en la importancia relativa de los países en los flujos comerciales con México.

Debido a lo anterior fue realizada una comparación econométrica de las cinco medidas alternativas del tipo de cambio real, arriba mencionadas, con el objetivo de tener un soporte empírico que nos pueda decir cuál de estos índices de TCR puede ser preferido en relación con los otros. El objetivo del análisis econométrico —una vez definida la relación adecuada entre las variables— fue el de saber que tan bien los cambios en el TCR son explicados por cambios en las variables explicativas, por lo que el mejor indicador del TCR será aquel en el que las variables independientes (las cuales definimos teóricamente como determinantes del tipo de cambio real), explican de mejor forma y de manera conjunta los movimientos del TCR. En este sentido, la *medida de bondad de ajuste* R^2 , la significancia de los coeficientes y la significancia general del modelo (estadístico F) fueron comparados en las cinco definiciones.

El resultado arrojado por el análisis econométrico en este trabajo sugiere que la medida del tipo de cambio real en México basado en el SDRWPI es mejor que las otras cuatro con las que se le compara. Por esta razón podríamos decir que el TCR basado en el SDRWPI es un índice apropiado para ser entendido como un indicador del TCR, en el sentido de que nos da una adecuada medida para México del precio real que equilibra la balanza de pagos.

BIBLIOGRAFÍA

- Bayoumi, T., J. Lee y S. Jayanthi. 2005. *New Rates from New Weights*, IMF Working Paper 05/97.
- Carballo, E. y C.M. Urzúa. 2008. “Un nuevo índice de tipo de cambio real para México”, *Comercio Exterior*, vol. 58, núms. 8-9, agosto-septiembre, 611-616.
- Duran, Martine. 1986. *Method of Calculating Effective Exchange Rate and Indicators of Competitiveness*, OECD Economics Department Working Papers, núm. 29.
- Guillermo Peón, S.B. 2000. *A Theoretical and Empirical Analysis on Real Exchange Rate Behavior and Measurement*, University of California, Los Angeles, Ph.D. Dissertation Work.
- , 2003. “El tipo de cambio real: teoría y evidencia empírica”, *Problemas del Desarrollo*, XXXIV(132): 9-29.
- Harberger, A. 1988. “*Trade Policy and the Real Exchange Rate: Some Theoretical and Practical Applications for Developing Countries*”, The Economic Development Institute of the World Bank.
- Harberger, Arnold. 2004 “*The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement*, Paper Prepared for a Conference in Honor of Michael Mussa”. University of California, Los Angeles.
- Harberger, Arnold. 2005. “*On the Process of Growth and Economic Policy in Developing Countries*”, PPC Issue Paper No. 13, USAID.
- Harberger, Arnold. 2010. “*Real Exchange Rate Adjustment versus “Standard” Inflation: The Case of Russia. 2000-2010*”, University of California, Los Angeles.
- Hill, C; W. Griffiths, y G. Lim. 2011. *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons.
- Maciejewski, E.B. 1983. “Real Effective Exchange Rate Indices: A Re-Examination of the Major Conceptual and Methodological Issues”, *Staff Papers - IMF*,30(3): 491-541.
- Zanello, Alessandro y D. Desruelle. 1997. “A Primer on the IMF’s Information Notice System”, IMF Working Paper, núm. 97/71.

ANEXO

Cuadro A1
Diferentes índices de tipo de cambio real.
Datos anuales de 1970 a 2010 (2005=100)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI</i>
1970	88.8241631		97.9184496	77.4698352	113.442975
1971	89.877232		98.2544121	77.3081309	111.738306
1972	94.8514632		100.610363	76.9186393	115.106632
1973	97.5750191		100.457917	78.9639924	123.46838
1974	88.0045622		90.3588058	72.6810212	118.596901
1975	86.2159428		86.5908073	67.2528877	109.89851
1976	93.8403798		91.5807105	67.1772135	118.757446
1977	119.175596		117.989283	90.2791884	148.01382
1978	118.388571		113.327161	91.918101	143.380122
1979	111.400564		107.20214	86.510803	140.151634
1980	99.7263581	91.4160344	96.5157803	80.7640277	129.765054
1981	84.2685869	80.6267385	84.6030846	77.3036487	107.925547
1982	114.010743	110.991898	111.020543	110.341784	148.402848
1983	129.370593	126.646403	172.665796	186.915888	159.421715
1984	108.830819	108.009829	131.631999	156.690693	133.773457
1985	106.317134	105.100897	139.390171	172.46583	126.230233
1986	161.975034	150.806816	164.50212	203.925567	172.941624
1987	168.262036	163.543441	170.518945	216.872696	188.541154
1988	151.103422	131.947881	134.717547	180.407721	156.786029
1989	136.620874	123.005012	126.672858	161.088961	143.247008
1990	135.875484	120.266993	122.570079	156.653873	133.373247
1991	124.248382	109.678186	110.679571	139.372822	116.507523
1992	116.677627	101.3916	102.12677	124.443891	106.882775
1993	99.9189842	94.2677361	95.5734214	114.200879	97.8665612
1994	103.1642	97.8258211	99.971708	117.955826	104.521314

1995	159.207884	146.309347	147.562772	189.906471	157.478809
1996	139.931775	130.257802	132.161152	179.872291	131.510748
1997	116.647112	113.143504	114.276873	150.755663	110.87121
1998	114.833605	112.2765	113.210627	147.058824	103.999017
1999	105.485044	103.434901	103.402789	127.169835	95.5536788
2000	93.3243135	95.5163054	95.1777254	109.847861	88.5262547

Cuadro A1
(Continuación)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
2001	85.0884142	89.8082594	89.1836309	99.4777419	78.8247257
2002	82.7419806	89.8001946	88.8692192	95.0660709	77.8487397
2003	97.2764214	100.296711	99.5884011	104.305197	91.4650247
2004	104.591629	104.325147	103.7667	104.474103	101.088559
2005	100	100	100	100	100
2006	98.7630463	99.7879506	99.9967001	99.3936984	103.687755
2007	101.62361	100.88018	100.920048	99.2063492	108.200238
2008	106.191992	102.555337	102.643912	105.769739	113.851422
2009	120.366975	117.131451	117.038746	126.574267	118.018266
2010	110.866369	107.848688	108.25237	116.64188	113.504689

Fuente: Banco de México, IMF y OCDE.

* Estimación propia con datos del IMF.

Cuadro A2

*Diferentes índices de tipo de cambio real.
Datos trimestrales 1980q1 a 2011q3 (2005=100)*

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
1980 Q1	102.79985	94.8586606	100.174464	83.0151087	136.652257
1980 Q2	101.194255	93.6271144	98.2583704	79.3965859	130.705216
1980 Q3	99.1276342	90.1523575	95.1452154	81.3802083	128.297076
1980 Q4	95.7836935	87.4049471	92.816814	79.377679	123.405666
1981 Q1	89.8183526	85.1426139	87.9463387	80.0448251	115.272858
1981 Q2	84.4740532	81.0175808	84.5292103	83.5282325	109.153151
1981 Q3	80.7940925	78.6348982	82.8850633	78.369906	104.019024
1981 Q4	81.9878491	78.0863635	83.2369172	68.8752669	103.257155

Cuadro A2

(Continuación)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
1982 Q1	97.4392908	90.2255639	95.4783369	83.6120401	122.399457
1982 Q2	113.919808	112.692987	117.312208	111.445447	142.687148
1982 Q3	123.564929	133.994372	113.839982	119.502868	177.544138
1982 Q4	121.118944	116.027228	121.252318	143.884892	150.98065
1983 Q1	136.108862	136.208854	214.256912	276.395799	167.513306
1983 Q2	131.176401	128.926898	179.223675	186.776242	161.211067
1983 Q3	126.194572	123.45679	158.287607	162.601626	156.541991
1983 Q4	124.002538	119.246363	151.478177	159.286397	152.420494
1984 Q1	116.184309	116.2971	136.912425	151.860289	143.159922
1984 Q2	112.155103	110.721535	138.582084	169.808117	137.939944
1984 Q3	105.770495	105.392587	128.145951	160.076837	130.3079

1984 Q4	101.213368	100.857287	124.003846	146.907595	123.686065
1985 Q1	91.450987	95.9631502	118.845822	147.318798	112.23467
1985 Q2	94.6859555	96.6121345	123.219494	155.448469	114.41299
1985 Q3	112.089701	110.075585	152.455781	184.501845	132.474931
1985 Q4	127.041891	121.911573	178.339396	219.683656	145.79834
1986 Q1	140.781755	137.671516	155.288835	197.472354	155.812885
1986 Q2	154.908049	147.152597	160.206397	190.730498	166.839722
1986 Q3	171.390695	157.438992	169.320741	206.868018	180.970168
1986 Q4	180.819637	163.585801	174.572289	223.513634	188.143722
1987 Q1	186.90165	173.882803	172.951972	230.893558	192.838704
1987 Q2	188.280876	170.71644	171.704741	226.449275	193.901538
1987 Q3	120.434397	157.521659	163.962676	202.224469	183.866539
1987 Q4	177.43122	153.814602	173.823804	210.43771	183.557834
1988 Q1	166.476215	147.95088	148.626439	206.996481	170.534882
1988 Q2	153.290813	134.680135	135.575977	183.587296	158.843801
1988 Q3	141.377161	124.496825	128.679129	169.520258	148.467355
1988 Q4	143.269499	123.477116	127.938295	166.805671	149.298077

Cuadro A2
(Continuación)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
1989 Q1	137.340437	124.033572	124.224636	167.616493	145.376735
1989 Q2	135.105104	123.071874	125.977364	163.05234	142.908439
1989 Q3	135.948257	121.980971	127.796589	158.805781	142.198011
1989 Q4	138.0897	122.95082	128.789602	155.400155	142.504848
1990 Q1	134.376766	122.865217	124.16294	159.821	133.287325
1990 Q2	133.667361	120.274225	122.871271	158.202816	130.689837
1990 Q3	136.346961	119.208456	122.340142	155.569384	133.45075
1990 Q4	139.110849	118.802471	120.949244	153.186275	136.065075
1991 Q1	130.856278	115.322519	114.596631	150.127608	124.328257

1991 Q2	122.620368	109.701247	110.465611	140.350877	115.757181
1991 Q3	121.310664	107.766363	109.7704	135.482997	113.59376
1991 Q4	122.206219	106.337729	108.08954	132.749237	112.350894
1992 Q1	117.202061	103.448276	103.146803	131.85654	107.814002
1992 Q2	116.531561	102.165917	102.445875	127.437237	107.312453
1992 Q3	119.580109	102.016527	102.870932	123.046635	109.4559
1992 Q4	113.396778	98.0969198	100.100932	116.482236	102.948748
1993 Q1	105.790152	95.6663159	96.4917528	117.439812	99.03358
1993 Q2	99.933104	96.2124371	96.6253593	115.874855	99.6020446
1993 Q3	97.7931106	93.6504963	95.0999738	112.879558	97.44945
1993 Q4	96.1595703	91.6786358	94.1213676	110.840168	95.3811702
1994 Q1	95.1716651	90.9614627	94.1213676	114.902907	96.117395
1994 Q2	101.383348	98.2382605	99.0008831	118.20331	102.853775
1994 Q3	105.149046	99.6578414	100.939566	117.688596	106.410777
1994 Q4	110.952741	103.288001	106.622062	121.197431	112.703308
1995 Q1	171.786228	160.333494	162.602974	191.38756	172.302608
1995 Q2	158.243791	146.141855	144.405542	187.476565	157.551057
1995 Q3	146.319496	134.547249	135.889155	180.018002	143.683016
1995 Q4	160.482023	146.470071	149.851392	202.061022	156.378554
1996 Q1	150.299062	139.899273	141.463905	195.3125	142.72512
1996 Q2	139.653581	131.492439	132.404665	182.982617	131.319178
1996 Q3	135.899523	126.305153	128.436726	173.882803	126.908534
1996 Q4	133.874933	124.409057	127.249112	169.43409	125.09016

Cuadro A2
(Continuación)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
1997 Q1	122.0116	118.268548	118.940049	159.872102	116.243166
1997 Q2	118.861961	115.5446	116.041657	153.468386	112.899032
1997 Q3	112.83285	109.88206	111.194396	145.327714	107.456815

1997 Q4	112.882037	109.377279	111.305797	145.327714	106.885827
1998 Q1	109.904461	109.170306	109.234809	144.948543	101.604497
1998 Q2	109.830998	108.932462	109.434047	143.184422	100.324057
1998 Q3	116.324713	114.133536	116.014732	149.231458	105.255145
1998 Q4	123.274246	117.30664	118.761136	151.14873	108.812367
1999 Q1	114.390979	111.665302	111.005151	141.823855	101.926516
1999 Q2	103.777474	102.95127	102.800428	127.975429	93.5434473
1999 Q3	101.796772	100.020004	100.563993	122.159785	92.9705722
1999 Q4	101.97495	99.950025	99.9642128	119.005117	93.7741797
2000 Q1	97.065588	97.5039002	96.8124501	114.298777	90.542854
2000 Q2	95.6911623	97.4595543	97.1825798	112.410072	90.272506
2000 Q3	91.4194639	93.8144975	93.856351	107.020548	87.2130171
2000 Q4	89.1210397	93.4433889	92.9980814	106.100796	86.0766415
2001 Q1	90.6099178	95.1927653	93.9592649	106.349038	85.2929926
2001 Q2	83.3981912	88.7784091	88.4467338	98.804466	78.2952862
2001 Q3	83.7871574	88.2223202	88.1401287	97.713504	77.1211036
2001 Q4	82.5583902	87.4482598	86.5308651	95.6754688	74.5895202
2002 Q1	77.839888	85.3218054	83.9825887	91.4076782	72.2580656
2002 Q2	79.9945559	88.1626895	87.7405407	93.7207123	76.0150867
2002 Q3	85.8587149	92.075379	91.573079	96.9649956	80.8420529
2002 Q4	87.2747638	94.1649142	92.719309	98.4930562	82.2797537
2003 Q1	95.4303267	100.887813	99.4142512	105.385183	90.8185125
2003 Q2	94.3926004	97.2258232	96.8499552	101.832994	88.2179441
2003 Q3	96.3120679	99.1735537	99.0761152	102.976007	90.3136292
2003 Q4	102.970691	104.155817	103.221331	107.192625	96.510013
2004 Q1	102.313461	102.235551	101.174453	104.123282	97.7135354
2004 Q2	104.771539	105.23731	104.914323	105.152471	101.679823
2004 Q3	105.382752	105.229927	105.278806	104.755919	102.525226
2004 Q4	105.898762	104.657248	103.799907	103.87452	102.435652

Cuadro A2
(Continuación)

<i>Periodo</i>	<i>Banco de México</i>	<i>Índices relativos de precios al consumidor (FMI)</i>	<i>Índice relativo de precios al consumidor (OCDE)</i>	<i>Costos relativos unitarios laborales (OCDE)</i>	<i>SDRWPI*</i>
2005 Q1	105.251225	103.684247	102.635137	102.679947	102.983869
2005 Q2	101.739025	100.600248	100.973547	100.775975	100.663127
2005 Q3	97.7444672	98.0552378	98.8410882	98.5124618	98.0173636
2005 Q4	95.2652833	97.8792822	97.6952709	98.1643271	98.33564
2006 Q1	93.9717488	96.6712854	96.2935644	97.2951936	97.3751085
2006 Q2	102.32338	102.96187	103.796319	102.701037	107.366918
2006 Q3	100.363331	100.623868	101.413872	99.631364	106.273669
2006 Q4	98.3937255	99.1047537	98.7988041	98.1161695	103.735322
2007 Q1	99.352191	100.324382	99.7249586	98.5804416	105.17037
2007 Q2	100.869648	100.277434	100.864906	97.8760889	108.722401
2007 Q3	102.550066	101.033914	101.844215	99.7108386	109.196028
2007 Q4	103.722535	101.902174	101.270089	100.704935	109.712153
2008 Q1	105.360514	102.487018	101.383027	102.322726	112.880592
2008 Q2	103.966613	99.2260369	99.5594494	100.735368	114.471472
2008 Q3	100.022782	96.3855422	97.2960456	100.010001	110.92322
2008 Q4	115.418062	113.726828	113.844298	123.167878	117.130404
2009 Q1	123.96173	123.558484	122.469984	134.661998	120.82549
2009 Q2	117.434363	114.889706	115.089009	124.750499	114.617642
2009 Q3	120.138783	115.247205	116.17647	124.533001	117.934728
2009 Q4	119.933022	115.269346	114.745641	123.00123	118.695204
2010 Q1	112.810249	110.444354	109.525942	118.722545	113.859879
2010 Q2	107.98907	106.224772	107.285524	115.180834	110.875914
2010 Q3	112.29433	108.506944	109.842745	117.577895	115.052762
2010 Q4	110.371828	106.330191	106.432923	115.167569	114.230199
2011 Q1	107.584025	104.369608	103.810683	112.574581	114.761328
2011 Q2	108.380754	102.799575	103.717376	110.314396	115.598425
2011 Q3	113.274807	106.795771	108.830626	115.955473	119.970742

Fuente: Banco de México, IMF y OCDE.

* Estimación propia con datos del IMF.