

# La paridad del poder de compra en el largo plazo: el caso de México

Pablo Mejía Reyes y José Carlos González Núñez

*Resumen:* En este documento se evalúa el cumplimiento de la hipótesis de la paridad del poder de compra, en su versión absoluta, como condición de equilibrio de largo plazo en el caso de México y de Estados Unidos cuando se les mide en la misma moneda. Se utilizan diferentes metodologías para evaluar la existencia de raíces unitarias en distintas medidas del tipo de cambio real y para determinar si diversos tipos de precios internos y externos, valuados en la misma moneda, están integrados. Los resultados muestran las pruebas débiles en favor de la paridad del poder de compra, lo cual puede deberse al efecto de factores económicos estructurales y transitorios.

*Abstract:* In this paper the absolute version of the purchasing power parity hypothesis is tested as a long-run equilibrium condition in the Mexican case, in particular the existence of convergence between the prices of Mexico and the prices of United States, valued in the same currency is evaluated. The existence of unit roots in different measures of the real exchange rate and the cointegration of various kinds of internal and external prices valued in the same currency, are tested by using several methodologies. The results show weak evidence in favor of the purchasing power parity which could be a consequence of the action of structural and transitory economic factors.

**E**l tipo de cambio es una variable en la que se refleja el funcionamiento global de la economía en tanto se ve afectado por las decisiones de consumo, inversión y ahorro de residentes nacionales y extranjeros. En la experiencia mexicana ha sido un instrumento central de

---

Pablo Mejía Reyes es investigador de El Colegio Mexiquense, A.C. y José Carlos González Núñez, doctorante del Programa de Posgrado en Economía de la UNAM.

Una versión preliminar de este documento fue presentada en el V Coloquio Nacional de Economía Matemática y Econometría realizado en septiembre de 1995 en la Facultad de Ciencias de la Universidad Nacional Autónoma de México. Los autores, únicos responsables de lo aquí planteado, desean agradecer los amables comentarios de Raúl A. Feliz, Andrés Zamudio y un dictaminador anónimo.

política económica cuando se le ha empleado como ancla nominal para estabilizar el crecimiento de los precios y como instrumento promotor de las exportaciones. El periodo de desarrollo estabilizador y el último sexenio son dos ejemplos del primer caso (Torres Gaytán, 1980, y Haberger, 1991), mientras que durante la mayor parte de los años de la década de 1980 su papel correspondió al segundo (Feliz, 1991, y Leiderman, Liviatan y Thorne, 1995). Además, como recientemente lo han mostrado Ávalos y Hernández (1995), la importancia del tema se manifiesta en que la inestabilidad cambiaria puede obstaculizar el crecimiento económico.

La economía mexicana ha tenido regímenes donde el tipo de cambio ha sido fijo o semifijo. Sin embargo, tales políticas debieron abandonarse repetidamente por la creciente sobrevaluación de la moneda nacional —resultado del mayor crecimiento de los precios internos respecto a los externos— y el consecuente déficit en la balanza comercial y en la cuenta corriente. Diferentes modalidades de programas de ajuste de distintos alcances se han implementado para corregir la situación, lo que ha generado, entre otras cosas, mayor inflación. Así lo demuestran los periodos en torno a las importantes devaluaciones de los años 1954, 1976, 1982 y 1994.

En general, la experiencia sugiere que el mantenimiento de un tipo de cambio fijo provoca la sobrevaluación de la moneda y que las devaluaciones sucesivas conducen a una mayor inflación. Si después de la devaluación se implementa otro régimen cambiario donde la paridad se mantiene fija o semifija, o la devaluación de la moneda es menor a la inflación, se llega a una nueva posición de sobrevaluación. El proceso puede seguir indefinidamente, pero lo relevante es si los movimientos en los precios se reflejan en el tipo de cambio, y viceversa, y en qué medida. Esta idea puede expresarse mediante la hipótesis o teorema de la paridad del poder de compra (PPC).

La naturaleza misma de la PPC constituye un tema de debate, pues se la ha considerado desde una burda regularidad empírica hasta una teoría de determinación del tipo de cambio (Dornbusch, 1987). En todo caso, al margen de las diferencias de opinión, constituye una hipótesis de equilibrio en la mayor parte de los modelos de determinación del tipo de cambio, aun cuando se acepta que no describe adecuadamente la relación tipo de cambio-precios en el corto plazo. Queda la posibilidad, sin embargo, de que sí lo haga en un periodo mayor.

En la literatura han aparecido diferentes enfoques para evaluar

la hipótesis de la PPC.<sup>1</sup> Recientemente se han utilizado tres metodologías de series de tiempo. La primera es la aplicada por Edison (1987), quien usa la metodología “de lo general a lo específico” para construir una forma funcional compatible con un modelo de corrección de error; él acepta la hipótesis de proporcionalidad entre tipo de cambio nominal y relación de precios, pero no puede excluir las desviaciones permanentes de la PPC. Una segunda forma muy popular es la evaluación de raíces unitarias en la serie tipo de cambio real (TCR). Por ejemplo, Kim (1990) utiliza los estadísticos de Phillips y Perron (PP) y en la mayoría de los casos que analiza puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria. A su vez, Abuaf y Jorion (1990) aplican el criterio de Dickey-Fuller (DF) para probar la existencia de raíces unitarias a un sistema de procesos autorregresivos univariados del TCR de varios países estimado por el método SURE; pueden rechazar la hipótesis de raíz unitaria. Whitt (1992), por su parte, aplica los estadísticos de DF y, desde una perspectiva bayesiana, la prueba de Sims para evaluar la existencia de raíces unitarias en el TCR de Estados Unidos con diversos países europeos: en el primer caso no se puede rechazar la hipótesis nula, en tanto que en el segundo, lo hace con un margen muy amplio.

Finalmente, se han utilizado las metodologías de cointegración de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1988). En el primer caso se encuentra el trabajo de Kim (1990), el cual analiza si la razón de precios internos a externos está cointegrada con el tipo de cambio nominal. La hipótesis nula de no cointegración es, en general, rechazada. En el segundo caso se encuentran los trabajos de Johansen y Juselius (1992) y Juselius (1995), quienes en el marco de un modelo VAR analizan la cointegración entre los precios internos, los externos y el tipo de cambio nominal utilizando la estimación de máxima verosimilitud.

Para América Latina y México, desde nuestra perspectiva, hace falta mayor evidencia que permita evaluar la hipótesis. Hasta la fecha se conocen los siguientes trabajos: el de Ruprah (1982), que especifica un modelo con tipo de cambio flexible (y por analogía evalúa las mismas condiciones en otro con tipo de cambio fijo) para probar las condiciones de simetría, según la cual los efectos de los precios internos y externos son los mismos y en sentido inverso; de homogeneidad, que además de lo anterior postula que el efecto debe ser de la misma magnitud, y de ar-

<sup>1</sup> Una amplia revisión de la literatura sobre el tema puede encontrarse en Froot y Rogoff (1994).

bitraje, el cual condiciona que se eliminará cualquier diferencia entre precios internos y externos. Edwards (1989) aplica las pruebas de raíces unitarias de DF al TCR de varios países de América Latina y no puede rechazar la hipótesis nula. Algo muy similar ocurre en el caso chileno, de acuerdo con Repetto (1992). Tampoco en el caso colombiano, al aplicar distintos estadísticos para evaluar raíces unitarias, entre ellos los de DF, los de Phillips-Perron y el de Baghwati, puede rechazarse la hipótesis de existencia de raíces unitarias, de acuerdo con el trabajo de Herrera (1990). Recientemente, en el caso mexicano, Galindo (1995) y Ávalos y Hernández (1995) han aplicado la prueba de raíces unitarias de DF, así como la metodología de cointegración de Johansen por parte del primero y la de Engle y Granger por los segundos. En el primer caso ambos trabajos encuentran raíces unitarias en el TRC, en tanto que en el segundo, Galindo encuentra que la razón de precios está cointegrada con el tipo de cambio nominal, resultado contrario al de Ávalos y Hernández.

En este trabajo se utilizan algunas de las metodologías empleadas en otras latitudes con el objetivo de evaluar si el teorema de la paridad del poder de compra, en su versión absoluta, o "ley de un solo precio", explica los movimientos del tipo de cambio o de los precios para el caso de México. Desde una perspectiva de largo plazo, se emplean técnicas de series de tiempo para probar la existencia de raíces unitarias en la serie TCR y determinar si los precios internos y externos, valuados en la misma moneda, están cointegrados. La inexistencia de raíces unitarias y la cointegración entre los precios indican que la hipótesis de la PPC es válida como condición de equilibrio de largo plazo. Particularmente se emplearán las pruebas de DF, PP y Sims, así como las de Engle y Granger y Johansen sobre diferentes medidas del TCR y de los precios.

### La teoría

La teoría de la PPC es un enfoque de determinación del tipo de cambio de equilibrio cuyas proposiciones son básicamente dos: 1) el TCR de equilibrio de largo plazo es constante y es el que deja las cuentas externas balanceadas, y 2) el TCR observado en el corto plazo es función del de largo plazo, en el sentido en que el primero tiende a aproximarse al segundo.

La forma particular que asumirá la PPC depende del régimen cam-

biario en que se le ubique.<sup>2</sup> Cuando el tipo de cambio es flexible, el teorema de la PPC en su versión absoluta se muestra como una teoría que permite determinar la tasa cambiaria *spot*; cuando es fijo, se convierte en una teoría que intenta explicar la transmisión internacional de la inflación. En este contexto, el tipo de cambio es entendido como un fenómeno puramente monetario.

En otras palabras, la PPC busca determinar en qué medida el TCR observado está en desequilibrio porque el tipo de cambio nominal no se ha ajustado a las variaciones de precios internos respecto a los externos (con tipo de cambio flexible), o bien los precios internos no se han ajustado para igualarse con los externos, valuados en la misma moneda, de modo que se mantenga el TCR de equilibrio (con tipo de cambio fijo).

### Con tipo de cambio flexible

El teorema plantea que el tipo de cambio nominal *spot* ( $E$ ), medido como el número de unidades de moneda internas por unidad de moneda extranjera, es proporcional a la relación entre el nivel interno de precios ( $P$ ) y el nivel de los precios externos ( $P^*$ ), es decir:

$$E = R \frac{P}{P^*}, \quad (1)$$

donde  $R$  es el TCR de equilibrio de largo plazo, el cual se mantiene constante. En este esquema, la tasa *spot* es considerada como la variable endógena y los precios como exógenos. De acuerdo con la PPC, la tasa *spot* debe moverse de tal modo que cualquier diferencia en los precios sea compensada. Más aún, si el cambio es instantáneo, no existe posibilidad para una variación del TCR. Sin embargo, en general, se acepta que cuando la reacción no es lo suficientemente rápida, las variaciones fluctuarán en torno a una media constante definida por  $R$ .

<sup>2</sup> Sobre este punto véase Ruprah (1982).

*Con tipo de cambio fijo*

En este caso, los precios internos son la variable endógena. La expresión (1) podría escribirse como:

$$P = \frac{1}{R} EP^* \quad (2)$$

Esto quiere decir que los precios internos se mueven en respuesta a los cambios en los precios externos con el fin de que se mantenga constante la tasa de equilibrio de largo plazo implícita en el régimen de tipo de cambio fijo. Así, con un régimen cambiario de esta naturaleza, la tasa de crecimiento de los precios internos de una economía pequeña y abierta está determinada e iguala el aumento en los precios externos. Si el movimiento no fuera instantáneo, se modificarían los términos de intercambio, pero en todo caso la PPC implica que tales modificaciones fluctuarán en torno a la media constante definida por la inversa del TCR de equilibrio.

*La PPC como condición de equilibrio de largo plazo<sup>3</sup>*

El que las relaciones (1) y (2) sean válidas en todo momento o sólo en el largo plazo es una cuestión que depende del contexto donde se les ponga. Cuando el arbitraje es perfecto, se eliminan todas las diferencias de precios (excepto las relativas a costos de transporte y restricciones comerciales) de modo que la PPC es válida en todo momento y para todos los bienes. Sin embargo, en el contexto de mercados no altamente organizados donde el arbitraje no es perfecto, puede haber diferencias temporales entre los precios internos y los precios externos del mismo tipo de bienes. La versión más estricta de la PPC, según la cual el precio en diferentes lugares del mismo tipo de bienes se iguala cuando se les mide en la misma moneda, no se cumple por la existencia de obstáculos permanentes y constantes al comercio, tales como aranceles, costos de transporte y/o de transacción. Por ese motivo, el TCR no es permanentemente igual a uno. Por otro lado, el incumplimiento en todo momento de la PPC puede relacionarse con desviaciones transitorias o con cam-

<sup>3</sup> Véase Dornbusch (1987).

bios estructurales. Las primeras son resultado de perturbaciones a las que la economía se ajusta a diferentes velocidades en los mercados de bienes, de factores y de activos, y están vinculadas a rezagos en las decisiones de los agentes, movilidad de capitales, retraso en la disponibilidad de información, efecto amortiguador de inventarios o pérdidas, existencia de volúmenes importantes de bienes no comerciables y flexibilidad imperfecta de precios y salarios. Por su parte, los cambios estructurales incluyen variaciones permanentes en los precios relativos de equilibrio, y pueden ser consecuencia de cambios en los gustos y/o en los patrones de comercio, choques tecnológicos, variaciones en la productividad y en el crecimiento económico, etcétera.

En resumen, las razones para que la PPC no explique los movimientos de corto plazo del tipo de cambio son múltiples y reflejan simplemente el hecho de que, en general, la economía no está permanentemente en equilibrio. Sin embargo, se espera todavía que sí sea válida en el largo plazo como la condición de equilibrio.

**Temas de econometría**

En la literatura han aparecido diferentes maneras de comprobar la validez de la PPC.<sup>4</sup> Aquí empleamos dos enfoques de técnicas de series de tiempo: raíces unitarias y cointegración.

*Raíces unitarias*

A últimas fechas las pruebas correspondientes han tratado de demostrar que el TCR sigue un "camino aleatorio". La implicación de esta hipótesis es que las variaciones corrientes en el TCR son vistas como cambios permanentes, lo cual significa que cualquier choque que experimente esa variable la alejará irreversiblemente de su valor de equilibrio. Esta idea puede verse en el siguiente esquema general: suponemos que el proceso estocástico  $\{\gamma_t\}_0^\infty$  es generado por el mecanismo autorregresivo siguiente:

$$\gamma_t = \mu + \alpha\gamma_{t-1} + u_t \quad (3)$$

<sup>4</sup> En Froot y Rogoff (1994) aparece un análisis muy amplio de la vasta literatura sobre el tema.

Asumiendo un valor inicial  $\gamma_0$  dado, el mecanismo generador de datos puede expresarse como:

$$\gamma_t = \alpha^t \gamma_0 + \mu \sum_{j=0}^{t-1} \alpha^j + \sum_{j=0}^{t-1} \alpha^j u_{t-j}. \quad (4)$$

O bien, a medida que nos alejamos de  $t = 0$  y con  $|\alpha| < 1$ ,

$$\gamma_t = \mu \left( \frac{1}{1-\alpha} \right) + \sum_{j=0}^{t-1} \alpha^j u_{t-j}. \quad (5)$$

De esta formulación resulta que sólo cuando  $|\alpha| < 1$  la ecuación es dinámicamente estable. El primer término muestra el valor de equilibrio intertemporal hacia el cual converge la variable a medida que transcurre el tiempo. El último término, contrario al resultado de (4), muestra que los choques pasados son cada vez menos importantes en la evolución corriente de la variable, de modo que por revertirse o desvanecerse a lo largo del tiempo no tienen el carácter de permanentes.

En este documento empleamos tres pruebas para evaluar la existencia de raíces unitarias en la serie de TCR. La primera es la Dickey-Fuller aumentada (DFA), la cual evalúa si el coeficiente en un modelo autorregresivo de orden uno de la variable de interés es estadísticamente igual a uno; su construcción permite eliminar la posible correlación serial.<sup>5</sup> La segunda es la prueba propuesta por Phillips y Perron, quienes emplean un enfoque no paramétrico para obtener estadísticos de prueba válidos aun con la presencia en el modelo de innovaciones que se distribuyen de modo heterogéneo y que son débilmente dependientes.<sup>6</sup>

Las dos pruebas anteriores han sido cuestionadas por su falta de poder, particularmente por su incapacidad para distinguir entre una raíz unitaria y un coeficiente autorregresivo estacionario pero muy cercano a uno, lo que se agudiza en el caso de muestras pequeñas (véanse Cochrane, 1986; Sims, 1988, y Escribano, 1990). Para tratar este problema, Sims (1988) propone un estadístico basado en las razones de probabilidad posterior bayesiana. La prueba también se evalúa en un

<sup>5</sup> Véanse Fuller (1976), Dickey y Fuller (1981) y Harvey (1990).

<sup>6</sup> Véanse Phillips (1987) y Perron (1988).

modelo autorregresivo de primer orden y desde un enfoque bayesiano se propone una distribución previa para el coeficiente autorregresivo de manera que se corrija el peso excesivo que se da a la hipótesis nula de raíz unitaria y a los valores que se encuentran por encima de uno en las pruebas convencionales (véase también Sims y Uhlig, 1991).

### Cointegración

En general, las variables económicas individuales, entendidas como series temporales, pueden oscilar ampliamente, pero se puede esperar que algunas de ellas se muevan de manera parecida o que al menos no se desvíen demasiado unas de otras. La idea considera relaciones de equilibrio en las que un equilibrio estable es un punto estacionario. La cointegración retoma esta idea.

En este documento se utilizan dos metodologías para analizar la cointegración. La primera es la más usada y se debe a Engle y Granger (1987). Cuestionando el que ésta no considera la posibilidad de que exista más de un vector cointegrador y sus dificultades para estimarlo de manera única, Johansen (1988) ha propuesto una metodología basada en la estimación de máxima verosimilitud de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para determinar el número y los vectores cointegradores.

### Evaluación empírica

El primer problema que debe resolverse en la evaluación empírica es el tipo de datos que se emplearán. Esto es particularmente característico del tema que nos ocupa. La polémica reside en qué tipo de precios deben ser utilizados para medir la PPC, pues se acepta que los precios al mayoreo están influidos en mayor medida por los bienes comerciables, en tanto que los precios al consumidor, por los no comerciables.<sup>7</sup> Con el objeto de tener varios puntos de referencia y de ampliar las conclusiones del trabajo a la generalidad, se emplearon diferentes indicadores

<sup>7</sup> En general se utilizan como indicadores los precios al consumidor y al mayoreo, tanto para el país doméstico como para el extranjero. Véase Froot y Rogoff (1994) para un recuento de las estadísticas que se han empleado y Edwards (1990) para una revisión de los argumentos en favor de una u otra medida.

de precios, tanto internos como externos, y distintos periodos, en función de su disponibilidad, con la idea de realizar el análisis en el más largo plazo posible y de reflejar distintos grados de integración entre los precios internos y externos. Se consideró fundamentalmente el planteamiento de Edwards (1990) respecto al tipo de precios. En su trabajo sugiere emplear índices de precios al consumidor y al mayoreo del exterior para contrastarlos con el índice doméstico interno de precios al consumidor. Además, sugiere que, dada la amplia variedad de precios que incluyen, es recomendable usar también el deflactor implícito del PIB interno y externo.

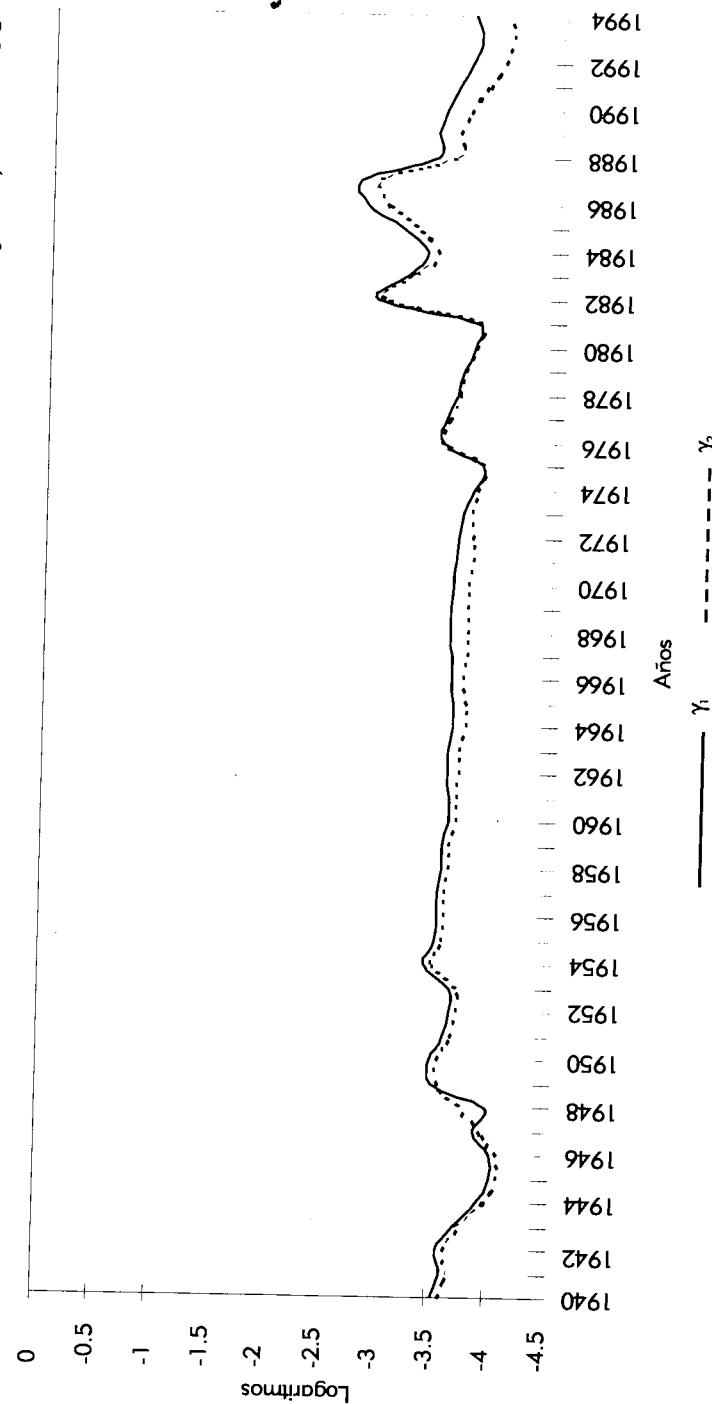
### Raíces unitarias

Para evaluar la existencia de raíces unitarias se construyeron tres indicadores de TCR. Los primeros dos se obtuvieron para el periodo 1940-1994 empleando el índice de precios al consumidor de México<sup>8</sup> como medida de los precios internos y el índice de precios al consumidor y al mayoreo de Estados Unidos como medida de los precios externos, en el primero y en el segundo casos, respectivamente. En ambos indicadores se utilizó el tipo de cambio nominal de pesos por dólar promedio anual. Estos indicadores se denotaron como  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$ , respectivamente, y su representación aparece en la gráfica 1. Finalmente, el tercer índice se construyó para el periodo 1921-1994 empleando el deflactor del PIB de México y el deflactor del PNB de Estados Unidos; en adelante se denotará con  $\gamma_3$  y aparece en la gráfica 2. En todos los casos, se analizaron las series en logaritmos.

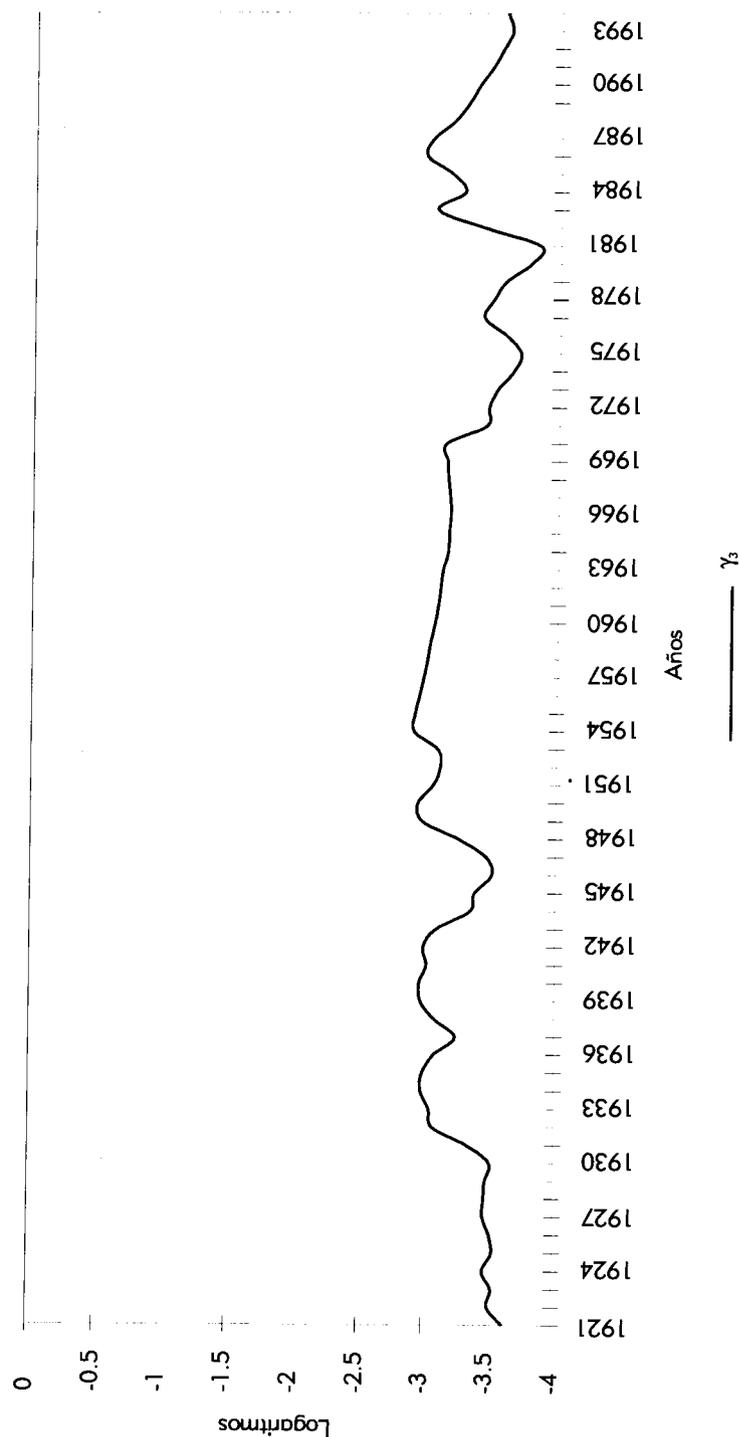
El comportamiento de los datos muestra cambios bruscos que han seguido a los periodos de sobrevaluación del tipo de cambio. Las experiencias de 1976, 1982 y 1994 reflejan el ajuste cambiario que siguió a los crecientes déficit externos y la consecuente aceleración de la inflación. Es muy difícil detectar visualmente una tendencia en las distintas series de TCR, por lo que en principio podría pensarse que son  $I(0)$ , pero también se aprecia una elevada variabilidad, especialmente al final del periodo, por lo que es difícil creer en un valor intertemporal

<sup>8</sup> El índice nacional de precios al consumidor se empezó a publicar en 1969, por lo que para el periodo 1940-1968 se completó la serie con el índice de precios al mayoreo de la ciudad de México. Los datos para México se obtuvieron de los *Indicadores económicos* del Banco de México y para Estados Unidos de las *Estadísticas financieras internacionales* del Fondo Monetario Internacional.

Gráfica 1. México: tipos de cambio real con índices de precios al consumidor y al mayoreo, 1940-1994



Gráfica 2. México: tipo de cambio real con deflactor implícito, 1921-1994



**Cuadro 1.** Prueba Dickey-Fuller aumentada. Diferentes medidas de tipo de cambio real<sup>anual</sup>

Variable	Coefficiente AR	Sin tendencia	Con tendencia	Tendencia
$\gamma_1+$	0.70	-2.86*	-3.21*	1.35
$\gamma_2+$	0.72	-2.77*	-2.76	0.47
$\gamma_3++$	0.86	-2.46	-2.64	-1.05

Nota: Coeficiente AR corresponde al coeficiente autorregresivo de primer orden para cada variable incluyendo una constante. Tendencia es el estadístico  $t$  estándar de un modelo de cada tipo de cambio sobre sus valores rezagados y una tendencia determinística. En todas las pruebas, el número de rezagos se determinó empleando el criterio de información de Akaike y se corroboró con el estadístico  $Q$  de Box-Pierce con  $gl$  grados de libertad,  $Q(gl)$ . + Se incluyó un rezago. ++ Se incluyeron dos rezagos. Los valores críticos para la prueba de DFA se tomaron del cuadro 8.5.2 de Fuller (1976). Para el caso en que el modelo no incluye tendencia para 10, 5 y 1% de significancia tales valores son -2.58, -2.89 y -3.51, respectivamente. Con tendencia, son -3.15, -3.45 y -4.04, respectivamente. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1 por ciento.

de equilibrio. Así pues, son necesarias herramientas de análisis más poderosas.

En los cuadros 1, 2 y 3 aparecen los resultados de la aplicación de las tres pruebas de raíces unitarias mencionadas. La primera columna del cuadro 1 presenta los valores del coeficiente autorregresivo para cada medida de TCR, los cuales se encuentran muy por debajo del valor de uno. En la última columna se muestra el estadístico  $t$  de la tendencia determinística de un modelo autorregresivo para cada caso; en ninguno de ellos es significativo.

En las columnas dos y tres se indican los resultados de la prueba DFA con tendencia y sin tendencia determinística, donde se evalúa la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Sin tendencia, la hipótesis nula es rechazada solamente en los dos primeros casos a 10% de significancia, en tanto que con tendencia sólo en el primer caso.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la prueba de PP para diferentes valores del parámetro de truncación,  $I$ , tal como se realiza en Perron (1988). En los primeros dos casos y sin incluir tendencia, el valor de  $I$  no resulta relevante, pues para todos sus valores no se acepta la hipótesis nula a 5% de significancia. Para  $\gamma_3$  la hipótesis nula no se acepta a 10% de significancia para  $I = 1, 4$ . Con tendencia, solamente en el primer caso se puede no aceptar la hipótesis nula.

Finalmente, en el cuadro 3 se reportan los resultados de la prueba de Sims. En la primera columna aparece el estadístico de prueba de

**Cuadro 2.** Prueba Phillips-Perron. Diferentes medidas de tipo de cambio real anual

Variable	I	Sin tendencia	Con tendencia
$\gamma_1$	1	-3.10**	-3.49**
	4	-3.09**	-3.46**
	7	-3.14**	-3.43
$\gamma_2$	1	-2.93**	-2.97
	4	-2.92**	-2.96
	7	-2.95**	-2.98
$\gamma_3$	1	-2.66*	-2.80
	4	-2.62*	-2.72
	7	-2.50	-2.55

Nota:  $I$  es el parámetro de truncación. Los valores críticos para la prueba de DFA se tomaron del cuadro 8.5.2 de Fuller (1976). Para el caso en que el modelo no incluye tendencia para 10, 5 y 1% de significancia tales valores son -2.58, -2.89 y -3.51, respectivamente. Con tendencia, son -3.15, -3.45 y -4.04, respectivamente. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1 por ciento.

notado como  $t^2$ , el cual se contrasta con el Límite de Schwarz (LS): si  $t^2 > LS$  entonces la hipótesis nula se rechaza. La última columna proporciona un criterio alternativo y más robusto<sup>9</sup> relacionado con la idea de que las pruebas estándar dan una ponderación excesiva a la hipótesis nula de raíz unitaria. La diferencia  $1 - \alpha^*$  da una medida de la probabilidad previa que debería asignarse a la hipótesis nula para forzar al criterio de Sims a aceptarla. Así pues, de acuerdo con el primer criterio, solamente en los dos primeros casos se puede rechazar la hipótesis nula, en tanto que en el último se rechaza para los tres indicadores de TCR.

En resumen, cuando se emplea la prueba de DFA el rechazo de la hipótesis nula se puede hacer sólo en el nivel de significancia más débil. La prueba de Phillips-Perron permite rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia mayor, también en los dos primeros casos. Con

**Cuadro 3.** Prueba de Sims. Diferentes medidas de tipo de cambio real anual

Variable	$t^2$	Límite de Schwarz	$1 - \alpha^*$
$\gamma_1$	8.84	4.50	0.977
$\gamma_2$	8.54	4.50	0.974
$\gamma_3$	5.51	5.66	0.825

las dos pruebas no es claro que  $\gamma_3$  sea un proceso estacionario. Sin embargo, con la prueba de Sims se rechaza la hipótesis nula de modo significativo en los tres casos de acuerdo con el criterio de  $1 - \alpha^*$ . Si aceptamos que el estadístico de Sims es más robusto, se puede aceptar que los tres indicadores de TCR son estacionarios, por lo que podemos concluir que la PPC se mantiene en el largo plazo como condición de equilibrio.

Estos resultados son congruentes con los de Whitt (1992) y contrarios a los encontrados por Galindo (1995) y Ávalos y Hernández (1995). La conclusión respecto a los dos últimos trabajos puede diferir porque el periodo de análisis empleado por estos autores fue menor (1957-1993 y 1961-1994, respectivamente), y porque su conclusión se basa exclusivamente en la prueba DFA.

Una vez aceptado que los indicadores de TCR son estacionarios, la diferencia de uno y el coeficiente autorregresivo que aparece en la primera columna del cuadro 1 da la tasa media anual a la que la variable regresa a su valor intertemporal de equilibrio después de un choque. Así,  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  y  $\gamma_3$  regresarán a una tasa media de 30, 28 y 14%, respectivamente. Estas tasas de reversión son consistentes con los niveles de significancia a los que se rechaza la hipótesis nula; el caso de  $\gamma_3$  sería el más ilustrativo, pues siendo estacionario tiene una tasa de retorno de la mitad de las que tienen los otros indicadores de TCR.

### Cointegración

Se investigó si los precios internos y los externos estaban cointegrados cuando se les valuaba en la misma moneda. Se optó por analizar la cointegración entre estas dos variables, y no entre el tipo de cambio nominal y la razón de precios internos-externos como lo hacen Kim (1990),

<sup>9</sup> Esta interpretación es tomada de Whitt (1992), quien aplica esta metodología para analizar el mismo tema en el caso de Estados Unidos y algunos países europeos.

Galindo (1995) y Ávalos-Hernández (1995), porque el periodo de estudio comprende diferentes regímenes cambiarios y, en la mayoría, el tipo de cambio nominal era fijo o semifijo, por lo que esta variable no era estocástica sino predeterminada. Este planteamiento se sigue de la ecuación (2), donde se puede ver que los precios internos son la variable endógena. Además de los periodos de análisis, ésta constituye la diferencia más importante de los trabajos para México y el presente trabajo.

Los precios internos empleados fueron el índice de precios al consumidor y el deflactor del PIB de México, denotados como  $p_1$  y  $p_2$ , respectivamente. Los precios externos se obtuvieron como el producto del tipo de cambio nominal por un índice de precios externo: se emplearon los índices de precios al consumidor y al mayoreo y el deflactor del PNB de Estados Unidos y el producto se denotó como  $\pi_1$ ,  $\pi_2$  y  $\pi_3$ , respectivamente.

El análisis de cointegración se realizó para el periodo 1940-1994 entre las variables  $p_1$  y  $\pi_1$  y  $p_1$  y  $\pi_2$ , en tanto que para el periodo 1921-1994 se realizó entre  $p_2$  y  $\pi_3$ , dada la disponibilidad de la información. Ésta se presenta en las gráficas 3 y 4, donde en general se aprecia un comportamiento muy similar entre ambas series.

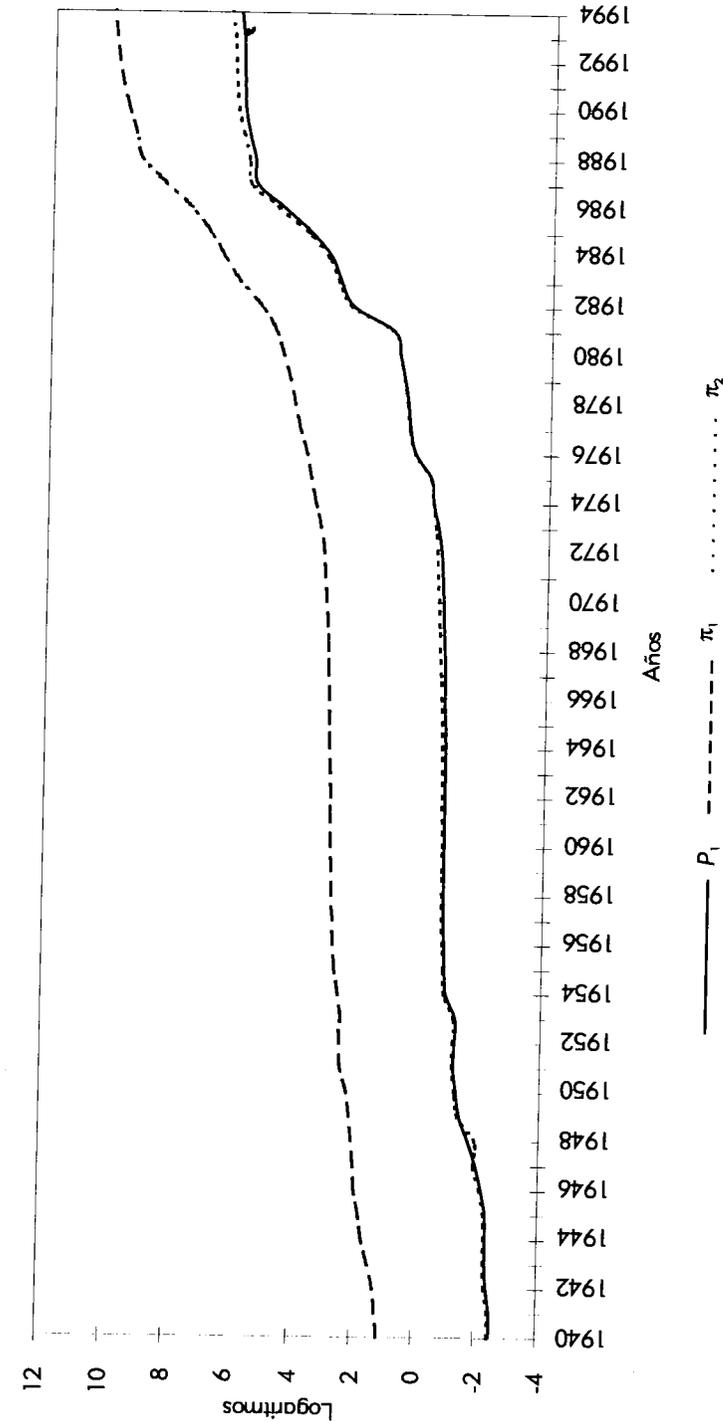
En el análisis de cointegración el primer paso es determinar el orden de integración de las series. En el cuadro 4 se muestran los resultados para la primera y segunda diferencias de los distintos índices de precios,  $p_1$  es  $I(2)$  según las pruebas DFA y PP e  $I(1)$  según la prueba de Sims.  $\pi_1$  y  $\pi_2$  son  $I(1)$  de acuerdo con todas las pruebas. Para hacer la cointegración, y basados en sus características, seguimos el criterio de Sims.  $p_2$  y  $\pi_3$  son  $I(2)$  de acuerdo con la prueba de DFA e  $I(1)$  según PP y Sims.

Siguiendo, en general, el criterio de Sims, se determinó que las variables de interés tienen el mismo orden de integración, por lo que se procedió a realizar el análisis de cointegración.

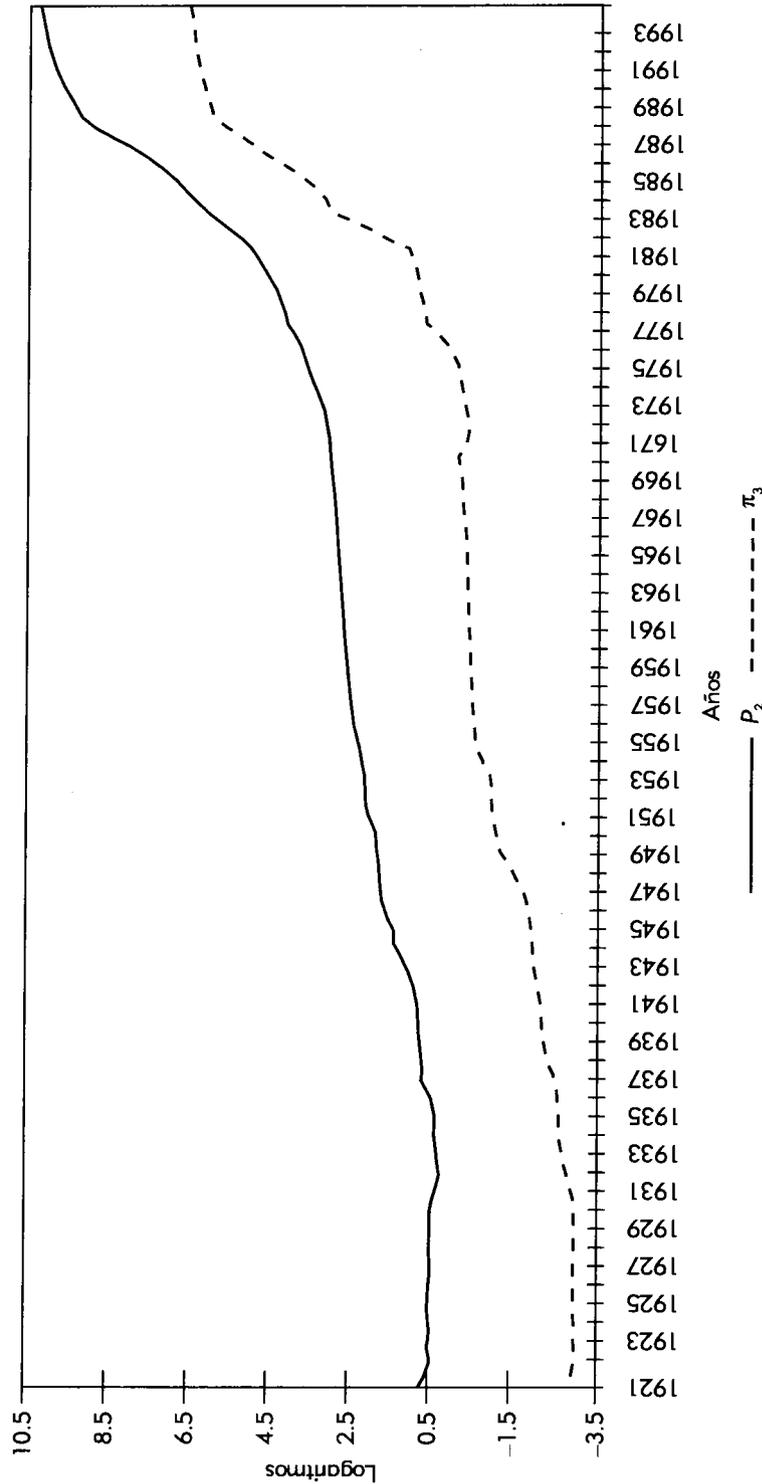
En el caso de la metodología de Engle y Granger (1987), la regresión cointegradora consideró primero a los precios internos como variable explicada y a los externos como explicatoria y posteriormente en forma inversa. El primer modelo empleado fue:

$$p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{jt} + u_t \quad (6)$$

Gráfica 3. México: precios internos y externos con precios al consumidor y al mayoreo valuados en pesos, 1940-1994



Gráfica 4. México: precios internos y externos con deflactor implícito, valuados en pesos, 1921-1994



Cuadro 4. Orden de integración de las series de precios valuados en la misma moneda \*

Variable	DFA sin tendencia	DFA con tendencia	PP sin tendencia	PP con tendencia	Sims $t^2, 1 - \alpha^*$
$\nabla p_1$	-1.56++	-1.76++	-2.33+	-2.33+	4.81, .81'
$\nabla\nabla p_1$	-7.10+*	-7.03+*	-7.03+*	-7.05+*	47.48, 1
$\nabla p_2$	-2.10++	-2.97+	-3.11+**	-3.52+**	9.52, .97
$\nabla\nabla p_2$	-8.03+*	-8.01+*	-10.01+*	-10.02+*	97.21, 1
$\nabla\pi_1$	-3.25+**	-3.56+**	-4.45+*	-4.84+*	19.48, 1
$\nabla\nabla\pi_1$	-6.56+**	-6.52+*	-10.76+*	-10.77+*	106.4, 1
$\nabla\pi_2$	-3.21+**	-3.48+**	-4.23+*	-4.56+*	17.61, 1
$\nabla\nabla\pi_2$	-7.90+*	-7.84+*	-10.30+*	-10.31+*	98.15, 1
$\nabla\pi_3$	-2.52++	-2.78++	-3.88+*	-4.29+*	14.12, 1
$\nabla\nabla\pi_3$	-9.17+*	-9.12+*	-9.26+*	-9.26+*	83.10, 1

Nota: + se usó un rezago; ++ se usaron dos rezagos. Los valores críticos son los mismos que se reportan en el cuadro 1. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%. En el caso de la prueba de PP se reportan los valores correspondientes a  $I = 1$ , pero los resultados no se alteran en nada para los otros valores que se han venido manejando. Solamente en este caso, para la prueba de Sims, el valor de  $t^2$  es menor al límite de Schwarz.

y el segundo:

$$\pi_{jt} = \beta_0 + \beta_1 p_{it} + u_{jt} \quad (7)$$

para  $i = 1$  y  $j = 1, 2$  e  $i = 2$  y  $j = 3$ , respectivamente. Los resultados aparecen en los cuadros 5 y 6.

En la evaluación, inicialmente se contrastó el estadístico Durbin-Watson (DW) con el coeficiente de determinación ajustado: cuando el primero es menor al segundo se rechaza la hipótesis de cointegración; tal es la conclusión inicial según este criterio.

Posteriormente, el estadístico DW se comparó con los valores críticos presentados en Engle y Granger (1987). Los resultados muestran

**Cuadro 5.** Análisis de cointegración: regresión de precios internos sobre precios externos

Variables	Constante	Coefficiente	R <sup>2</sup>	DW
$p_1 - \pi_1$	3.60	0.94	0.99	0.763
$p_1 - \pi_2$	3.66	0.97	0.99	0.648
$p_2 - \pi_3$	3.27	1.01	0.99	0.277

Nota: los valores críticos para la prueba DW son de 0.511, 0.386 y 0.322 al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Si el valor estimado excede a los valores críticos, se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, las variables se encontrarían cointegradas.

**Cuadro 6.** Análisis de cointegración: el modelo contrario

Variables	Constante	Coefficiente	R <sup>2</sup>	DW
$\pi_1 - p_1$	-3.76	1.05	0.99	0.76
$\pi_2 - p_1$	-3.76	1.03	0.99	0.65
$\pi_3 - p_2$	-3.21	0.98	0.99	0.27

Nota: los valores críticos para la prueba DW son de 0.511, 0.386 y 0.322 al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Si el valor estimado excede a los valores críticos, se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, las variables se encontrarían cointegradas.

que las variables índice nacional de precios al consumidor de México ( $p_1$ ) y el índice de precios al consumidor ( $\pi_1$ ) y mayorero ( $\pi_2$ ) de Estados Unidos están cointegradas, pues el valor del estadístico DW es mayor al valor crítico, con lo que se rechaza la hipótesis nula. En el caso del deflactor implícito de México y de Estados Unidos se acepta la hipótesis nula, es decir, no existe cointegración. Realizadas las mismas pruebas con el modelo contrario se obtiene el mismo resultado.

Finalmente, se analizó la estacionariedad de los residuos; se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller aumentado, PP y Sims. Los resultados se aprecian en los cuadros 7 y 8. Se observa que las conclusiones no se ven alteradas de modo importante por la variable explicatoria que se considere. Para el periodo 1940-1994, las pruebas de DFA y de PP permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en los residuos obtenidos de la regresión cointegradora correspondiente (o de no cointegración entre las series) en todos los casos al menos a 10%, en tanto que para el periodo 1921-1994 se puede hacer

**Cuadro 7.** Análisis de cointegración: regresión de precios internos sobre precios externos, estacionariedad de residuos

Variables	DFA	PP	Sims $t^2, 1 - \alpha^*$
$p_1 - \pi_1$	-3.11+**	-3.35+**	10.2, .99
$p_1 - \pi_2$	-2.70+***	-2.87+***	7.28, .96
$p_2 - \pi_3$	-2.64++***	-2.81+***	6.27, .87

Nota: + se empleó un rezago; ++ se emplearon dos rezagos. Los valores críticos son los mismos que se reportan en el cuadro 1. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%. En el caso de la prueba de Phillips-Perron se reportan los resultados para  $I = 1$  porque las conclusiones son idénticas para los otros valores de  $I$  que se han venido empleando. En el caso de la prueba de Sims, los límites de Schwarz son 4.29, 4.38 y 5.62, respectivamente.

**Cuadro 8.** Análisis de cointegración: el modelo contrario, estacionariedad de residuos

Variables	DFA	PP	Sims $t^2, 1 - \alpha^*$
$\pi_1 - p_1$	-3.15+**	-3.40+**	10.56, .99
$\pi_2 - p_1$	-2.76+***	-2.94+**	7.70, .96
$\pi_3 - p_2$	-2.73++***	-2.88+***	6.70, .90

Nota: + se empleó un rezago; ++ se emplearon dos rezagos. Los valores críticos son los mismos que se reportan en el cuadro 1. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1%. En el caso de la prueba de PP se reportan los resultados para  $I = 1$  porque las conclusiones son idénticas para los otros valores de  $I$  que se han venido empleando. En el caso de la prueba de Sims los límites de Schwarz son 4.31, 4.40 y 5.62, respectivamente.

solamente a 10%. La prueba de Sims permite rechazarla de modo claro en todos los casos.

Podemos concluir que, en general, se acepta la hipótesis de cointegración de los precios internos y los precios externos para los periodos analizados y que, por lo tanto, la hipótesis de la PPC se mantiene en el largo plazo. Este resultado es contrario al obtenido por Ávalos y Hernández (1995); las diferencias en la forma de realizar la prueba pueden explicar tal discrepancia.

Por otra parte, los resultados de la aplicación del método de Johansen para cada uno de los casos analizados aparecen en el cuadro 9. Las variables consideradas en el vector son las distintas medidas de precios, medidas en la misma moneda, que se analizaron en el inciso anterior. Como son dos las variables analizadas, las hipótesis nulas

**Cuadro 9.** Prueba de cointegración: método de Johansen.  
Prueba de razón de verosimilitud

Hipótesis nula	Estadístico LR
Series: $p_1 - \pi_1$	
$r = 0$	8.01
$r \leq 1$	0.43
Series: $p_1 - \pi_2$	
$r = 0$	6.71
$r \leq 1$	0.43
Series: $p_2 - \pi_3$	
$r = 0$	15.37*
$r \leq 1$	4.40**

Nota: el número de rezagos empleados fue de uno y se determinó mediante el criterio de información de Akaike y el de Schwartz. Los valores críticos al 5 y 1% son 15.41 y 20.04 para la primera hipótesis y 3.76 y 6.65 para la segunda, respectivamente. \* Significativo al 10%. \*\* Significativo al 5%. \*\*\* Significativo al 1 por ciento.

evaluadas son cero y uno como máximo número de vectores cointegradores. La prueba se realizó considerando una tendencia determinística en los datos —es decir, son  $I(1)$ —, un intercepto y ninguna tendencia determinística en la formulación cointegradora del VAR original. La hipótesis nula aparece en la primera columna y en la segunda se encuentra el estadístico de razón de verosimilitud (LR).

Los resultados contrastan fuertemente con los obtenidos mediante el método de Engle y Granger: en ninguno de los tres casos es posible rechazar la hipótesis nula de que existen cero vectores cointegradores a 5% de significancia y solamente en el último es posible hacerlo a 10%. Es decir, en general, los precios internos y los externos, valuados en la misma moneda y definidos en términos de distintas medidas de precios, no están cointegrados en el largo plazo —dentro del periodo de análisis—, por lo que, según este enfoque, no es claro que exista una relación de equilibrio de largo plazo entre ambos determinada por la PPC. Específicamente, sólo en el caso de los precios implícitos en el producto de ambos países puede encontrarse evidencia, aunque débil, en favor de la PPC. Nótese que es en este caso en el que se utiliza el periodo más largo.

La conclusión tampoco coincide con la de Galindo (1995), quien con la misma metodología para el periodo 1957-1993 y con información anual, concluye que sí existe una relación de equilibrio de largo plazo. Además del periodo, como ya se mencionó, en ese documento se analiza la cointegración entre el tipo de cambio nominal y la relación de precios internos y externos. Iguales resultados obtienen McLeod y Welch (1992) con información mensual que cubre el periodo 1960-1991: analizan la cointegración entre los precios al consumidor de México y Estados Unidos y el tipo de cambio nominal empleando el método de Johansen para estas tres variables (es decir, sin imponer la restricción de que precios internos y externos tengan una relación de uno a uno). Con la información manejada en este documento se reprodujeron las pruebas de ambos para los mismos periodos, con la variante de buscar la cointegración entre las tres variables. Aunque los resultados no fueron idénticos, efectivamente se encontró un vector cointegrador para ese periodo, pero al considerar el mismo enfoque para el periodo completo aquí analizado se confirma la conclusión de no cointegración entre las variables.

## Conclusiones

Los resultados del trabajo, aplicando las diferentes pruebas económicas para probar la hipótesis de la paridad de poder de compra en su versión absoluta (en el caso mexicano durante un periodo relativamente largo y con distintos tipos de precios), son en cierto sentido contrarios, por lo que la evidencia debería considerarse con cautela. Específicamente, cuando se aplican pruebas de raíces unitarias sobre varios indicadores de TCR se obtiene que éste es estacionario sólo en el caso de la prueba de Sims, pero en el de la DFA el resultado es opuesto o bien la hipótesis nula de no estacionariedad puede rechazarse al nivel de significancia más débil (10%). Los resultados de la prueba de PP permiten obtener conclusiones similares, pero a un nivel de significancia mayor (5 por ciento).

Por otra parte, en las pruebas de cointegración el resultado de la aplicación del método de Engle y Granger es aceptar la relación de cointegración, es decir, se considera que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las diferentes medidas de precios internos y externos. Sin embargo, con la prueba de Johansen se obtiene, en general, un resultado contrario y sólo cuando se utilizan los precios implícitos del

producto de ambos países, en el horizonte de tiempo más largo considerado, puede hallarse evidencia, aunque débil, en favor de la PPC.

Es difícil obtener una conclusión definitiva a partir de los resultados reportados en virtud de que las estadísticas empleadas no son directa y completamente comparables, pero sí podríamos establecer algunas consideraciones para explicar la relativamente débil evidencia en favor de la PPC. La naturaleza de los resultados podría sustentarse en las diferencias entre una economía desarrollada, como la de Estados Unidos, y una no desarrollada, como la de México, que se ha caracterizado por deficiencias en el flujo de información, diferencia en los niveles de productividad, existencia de precios rígidos en los bienes y servicios y factores, aranceles elevados, imperfecciones en los flujos de capital, diferencia en la proporción de bienes no comerciables, etc., además de los problemas de medición propios de los índices de precios de distintos países.

### Referencias bibliográficas

- Abuaf, Niso y Philippe Jorion (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, vol. XLV, núm. 1, marzo, pp. 345-367.
- Avalos, Antonio y Fausto Hernández (1995), "Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México", *Economía Mexicana. Nueva Época*, México, CIDE, vol. IV, núm. 2, segundo semestre, pp. 239-264.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584-596.
- Charemza, Wojciech W. y Derek F. Deadman (1992), *New Directions in Econometric Practice*, Inglaterra, Edward Elgar.
- Cochrane, J. (1988), "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 893-920.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, julio, pp. 1057-1072.
- Dornbusch, Rudiger (1987), "Purchasing Power Parity", *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Stockton-Macmillan, Londres, pp. 1075-1095.
- Edison, Hali F. (1987), "Purchasing Power Parity in the Long-run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 377-387.
- Edwards, Sebastian (1989), "Determinantes reales y monetarios del comportamiento del tipo de cambio real: teoría y pruebas de los países en desarrollo", *El Trimestre Económico*, vol. LVI, núm. especial, julio, pp. 75-114.
- Edwards, Sebastian (1990), "Conceptos y mediciones del tipo de cambio real en los países en desarrollo", *Monetaria*, CEMLA, vol. 13, núm. 4, octubre-diciembre, pp. 357-399.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- Escribano Sáez, Álvaro (1990), "Introducción al tema de cointegración y tendencias", *Cuadernos Económicos del ICE*, núm. 44, pp. 7-42.
- Feliz, Raúl A. (1991), *Credibilidad y estabilización. El papel del tipo de cambio en la reducción de la inflación*, Documento de Trabajo, México, CIDE.
- Feliz, Raúl A. y John H. Welch (1992), *Cointegración y pruebas de un modelo clásico de inflación en Argentina, Bolivia, Brasil, México y Perú*, Documento de Trabajo, México, CIDE.
- Froot, Kenneth A. y Kenneth Rogoff (1994), *Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates*, Working Paper 4952, NBER, Cambridge, diciembre.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Nueva York, John Wiley and Sons, pp. 362-382.
- Galindo, Luis Miguel (1995), "Una nota sobre el tipo de cambio en México", *Investigación Económica*, núm. 212, abril-junio, pp. 113-134.
- Haberger, C. Arnold (1991), "A Study of Mexico's Real Exchange Rate", Instituto Quantum (mimeografiado).
- Harvey, Andrew (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2ª ed., Cambridge, The MIT Press.
- Herrera, Santiago (1990), "Notas sobre la existencia de una raíz unitaria en la serie del tipo de cambio real del peso colombiano", *Estudios Económicos*, vol. 5, núm. 1, pp. 157-171.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, Soren y Katarina Juselius (1992), "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, vol. 53, pp. 211-244.
- Juselius, Katarina (1995), "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model", *Journal of Econometrics*, vol. 69, pp. 211-240.
- Kim, Yoom-bai (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 22, núm. 4, noviembre, pp. 491-503.
- Leiderman, Leonardo, Nissan Liviatan y Alfredo Thorne (1995), "Shifting Nominal Anchors: The Experience of Mexico", *Economía Mexicana. Nueva Época*, México, CIDE, vol. IV, núm. 2, segundo semestre, pp. 193-236.
- McLeod, Darryl y John H. Welch (1992), "El libre comercio y el peso", *Economía Mexicana. Nueva Época*, México, CIDE, vol. 1, núm. 1, enero-junio, pp. 193-236.

- Perron, Pierre (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series", *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 297-332.
- Phillips, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, marzo, pp. 277-301.
- Repetto, Andrea (1992), "Determinantes de largo plazo del tipo de cambio real: una aplicación del caso chileno (1960-1990)", *Colección Estudios CIEPLAN*, núm. 36, diciembre, pp. 67-98.
- Ruprah, Inderjit Singh (1982), "El teorema de la paridad del poder adquisitivo: inflación y tipo de cambio", *Economía Mexicana*, México, CIDE, núm. 4, pp. 61-75.
- Sims, Christopher A. (1988), "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics", *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 463-474.
- Sims, Christopher A. y Harold Uhlig (1991), "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour", *Econometrica*, vol. 59, núm. 6, noviembre, pp. 1591-1599.
- Torres Gaytán, Ricardo (1980), *Un siglo de devaluaciones del peso mexicano*, México, Siglo XXI, 472 p.
- Whitt, Joseph A. Jr. (1992), "The Long-run Behavior of the Real Exchange Rate: A Reconsideration", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 24, núm. 1, febrero, pp. 72-82.

## La medición del trabajo abstracto

Adolfo García de la Sienna

*Resumen:* De acuerdo con Aristóteles, la reciprocidad en el intercambio mercantil debe estar basada en una proporcionalidad del trabajo de los diferentes productores. Éste es el hecho que da origen a la teoría del valor trabajo, la cual estudia precisamente aquellas proporciones en relación con los precios de mercado. La finalidad del presente artículo es presentar algunos resultados acerca de tal relación en una estructura económica eficiente, es decir, en un sistema de procesos de producción ninguno de los cuales es más eficiente que cualquier otro. La investigación será conducida sobre un modelo matemático consistente en un cono poliédrico convexo que admite trabajo heterogéneo, producción conjunta y técnicas alternativas. El resultado principal es un teorema acerca de la existencia de una relación determinada entre proporciones de trabajo y precios.

*Abstract:* According to Aristotle, reciprocity in market exchange must be based upon a proportionality of the labor of the different producers. This is the fact that gives rise to the labor theory of value, which studies precisely those proportions in relation to market prices. The goal of the present paper is to present some results about such relationship in an efficient economic structure, that is to say, in a system of production processes none of which is more efficient than any other. The investigation shall be carried on upon a mathematical model consisting of a convex polyhedric cone that admits heterogeneous labor, joint production and alternative techniques. The main result is a theorem about the existence of a determinate relationship among proportions of labor and prices.

La reciprocidad en el intercambio mercantil consiste en recibir lo justo a cambio de lo que se ha entregado. La reciprocidad puede ser con base en la igualdad o en una proporción. Un ejemplo de intercambio con base en la igualdad es recibir (el producto de) dos horas de trabajo a cambio de (el producto de) dos horas de trabajo de construcción de edificios.

Según Aristóteles, la reciprocidad en el intercambio mercantil

---

Adolfo García de la Sienna es investigador del CIDE.