

**PARIDAD DE INTERESES:
¿UNA ALTERNATIVA PARA EL CÁLCULO DEL TIPO DE
CAMBIO DE EQUILIBRIO EN VENEZUELA?**

J. Ramoni Perazzi
Universidad de Los Andes
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Departamento de Economía

Resumen. Las interrogantes en torno a los factores determinantes del Tipo de Cambio (TC) buscan ser resueltas por diferentes enfoques. El método comúnmente utilizado, compara el poder de compra de la moneda dentro y fuera del país, lo que se conoce como Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Por otro lado, la Paridad de Intereses (PI), compara la rentabilidad de inversiones financieras domésticas y foráneas.

Se explora aquí, la validez de ambas teorías en el comportamiento cambiario de Venezuela, haciendo uso del test de cointegración de Johansen. Habiéndose verificado la vigencia de la PPA, más no de la PI, se construye un modelo de corrección de error y se recurre al test de causalidad de Granger, para verificar la dirección de la relación.

0 Introducción

Ante la necesidad de abrirse al comercio internacional, países en vías de desarrollo han venido adoptando el TC como instrumento para mantener la competitividad de sus productos en el mercado mundial. La existencia de diversas teorías para la determinación del TC, aunado a la alta volatilidad del mercado de divisas incorpora a cualquier intento de predicción del comportamiento futuro de dicha variable un alto grado de incertidumbre.

Se busca determinar los factores que han influido en el comportamiento del Tipo de Cambio Nominal en Venezuela, tratando de verificar la vigencia a largo plazo de la PI o de la PPA, haciendo uso de la metodología de cointegración de Johansen. Los datos obtenidos de los informes estadísticos del FMI, corresponden a observaciones trimestrales del período 1985.1-1997.1.

El estudio revisa la posibilidad de que se cumpla en el tiempo la relación propuesta por Paridad del Poder de Compra,

$$TC_t = \beta_0 + \beta_1 IP_t/IP_t^*$$

donde IP e IP^* , corresponden a los índices de precios nacionales y foráneos, respectivamente y β_1 se espera que sea positivo. Igualmente, se revisa si tiene vigencia la PI, de modo que,

$$TC_t = \alpha_0 + \alpha_1 (i_t - i_t^*)$$

siendo i e i^* , las tasas de interés nacionales y foráneas, para α_1 negativo. Adicionalmente, se intenta determinar si el TC obedece a una combinación de ambas tesis

$$TC_t = \gamma_0 + \gamma_1 IP_t/IP_t^* + \gamma_2 (i_t - i_t^*)$$

El trabajo está organizado como sigue: después de una revisión de los postulados teóricos que sustentan el análisis y la metodología, se procede a estudiar la evolución económica reciente del país (principalmente en materia cambiaria), antes de proceder al análisis de cointegración.

1 Marco teórico

El TC o precio de una moneda en términos de otra, es probablemente uno de los precios de mayor relevancia en la economía, dada su influencia directa en la Balanza de Pagos, en los precios relativos de los activos y pasivos denominados en moneda extranjera y en otra serie de variables macroeconómicas. Controversialmente, la existencia de diversas teorías para la determinación del TC son una muestra de la falta de acuerdo al respecto¹ lo cual, aunado a la alta volatilidad del mercado de divisas incorpora a cualquier intento de predicción del comportamiento futuro de dicha variable un alto grado de incertidumbre.

La causa por la cual los efectos del TC abarcan tantos ámbitos de la vida económica se explica por el hecho de que además de medir los precios de bienes similares en diferentes países, se comporta como un activo y, por tanto, afecta la determinación de los precios de los activos financieros. Este carácter dual del TC permite enfocar su estudio desde dos puntos de vista: por el lado del mercado de bienes, con la tesis de la PPA y por el lado del mercado de activos a través del enfoque de la PI.

1.1 Paridad de Poder Adquisitivo (PPA)

Esta idea, ya vislumbrada en los planteamientos de David Ricardo, no fue dada a conocer sino hasta 1916 por el economista sueco Gustav Cassel, quien junto con otros defensores de esta tesis aseguran que en el largo plazo, el precio de la divisa tiende al de la PPA.

El enfoque de la PPA señala que el TC entre dos países debe corresponderse con la relación de precios de ambas naciones; vale decir,

$$TC = IP / IP^*$$

¹ R. Dornbusch señala que la determinación del Tipo de Cambio es una materia "pendiente explicación".

En tal sentido, cualquier variación que experimente el nivel de precios nacional debe acompañarse de una depreciación o apreciación de la moneda, según sea el caso, a fin de no mermar los niveles de competitividad. Así, la inflación interna, manteniendo el mismo TC, se traduce en una sobrevaluación que estimula la adquisición de productos en el exterior y presiona hacia una devaluación y viceversa. Esta particularidad, le confiere a este enfoque el carácter de indicador del grado de competitividad de un país y sienta las bases para la manipulación del TC en función de las metas que el país se pueda plantear en torno al crecimiento de sus exportaciones y control de sus importaciones.

El planteamiento desarrollado, según el cual el TC es igual a los niveles de precios relativos se conoce también como PPA Absoluta. Existe, sin embargo, una segunda acepción: la PPA Relativa.

Según ésta, las variaciones porcentuales del TC son iguales a la diferencia entre las variaciones porcentuales en los índices de precios extranjeros, lo cual puede escribirse como

$$\frac{TC_t - TC_{t-1}}{TC_{t-1}} = \pi_t - \pi_t^*$$

donde:

π_t : inflación doméstica en el período t

π_t^* :inflación foránea en el período t

y con $\pi_t = (IP_t - IP_{t-1}) / IP_{t-1}$

La sencillez del anterior razonamiento ha hecho de la PPA una tesis ampliamente utilizada en la mayoría de los estudios que pretenden explicar el comportamiento del TC en el ámbito mundial. Paradójicamente, la realidad evidencia fuertes desviaciones del TC respecto al de paridad. Podemos asomar varias razones que explican esto:

- Este es un enfoque eminentemente de largo plazo que busca recoger los efectos del arbitraje por lo que resulta difícil esperar una precisión del comportamiento diario de la variable en cuestión, más aún en una mercado tan volátil como lo es el de las divisas.
- La PPA supone escasos o nulos costos de transporte. En la práctica, éstos llegan a ser tales que anulan las ventajas que puede implicar el diferencial de precios.
- Las medidas proteccionistas, ya sean arancelarias o no, introducen distorsiones en el comercio y enturbian la información en torno a los verdaderos niveles de precios y por ende de TC.
- El modelo requiere homogeneidad en la cesta de productos, lo cual resulta difícil dado los diferentes patrones de consumo y hábitos alimenticios de los países.
- La PPA recoge los efectos de aquellos bienes sometidos al comercio exterior (transables). Sin embargo, también existen en el mercado bienes no transables, por lo que la PPA resulta insuficiente.

Esta última deficiencia busca ser corregida a través de la incorporación de un concepto más amplio como lo es el Índice de Tipo de Cambio Real (ITCR), el cual se define como el cociente entre el índice de precios de los bienes no transables (IPBNT) y el índice de precios de los bienes transables externos (IPBT*), es decir:

$$\text{ITCR} = \text{IPBNT} / \text{IPBT}^*$$

Si el ITCR se multiplica por el TC nominal, obtenemos el Tipo de Cambio Real (TCR)

$$\text{TCR} = \text{ITCR} \times \text{Tcnominal}$$

Se conoce que la sobrevaluación de una moneda contrae las exportaciones lo que conlleva despidos y reorientación de recursos hacia actividades no afectadas por dicha sobrevaluación, vale decir hacia bienes no transables. Es por ello que este índice da una medida de la conveniencia de la producción de bienes transables (crecimiento hacia afuera) o cuándo es preferible expandir la producción de bienes no transables (crecimiento hacia adentro).

Cabe acotar que, para efectos de este trabajo, no se trabajará con el TCR en virtud de carecer de la información necesaria, ya que los índices de precios que publica el Banco Central y el FMI no diferencian entre ambos tipos de bienes.

1.2 Paridad de Intereses (PI)

Hasta ahora se ha considerado el precio de las divisas en función de las transacciones comerciales. Sin embargo, la oferta y demanda de éstas puede provenir de transacciones financieras. De hecho, según algunas estimaciones apenas el 5% del volumen de divisas movilizadas diariamente son de origen comercial².

Los movimientos de capital dependen de la rentabilidad esperada, la cual tiene dos elementos primordiales: Tipos de Interés y expectativas de depreciación cambiaria. Los tipos de interés atraen capitales hacia aquellos países con mayores tasas, siempre que no exista restricción alguna a los flujos de capital³. Por su parte, un incremento del TC eleva la rentabilidad esperada de los depósitos en la moneda devaluada.

La teoría de la PI supone que las rentabilidades (R) que se pueden obtener de todos los depósitos al margen de su denominación, deben ser las mismas. De tal manera, todos los depósitos se consideran activos igualmente deseables; luego,

² Tugores Ques, Juan (1994). "Economía Internacional e Integración Económica", p. 75.

³ Para nuestros efectos supondremos que esta condición se cumple.

$$i = i^* + d$$

donde

i : tasa de interés nacional

i^* : tasa de interés foránea

d : tasa de depreciación cambiaria

y con $d = (TC_e - TC) / TC$, para TC_e : tipo de cambio esperado.

Considere, a manera de ilustración, que la tasa de interés del país A es menor que la tasa de interés de B. En presencia de libre movilidad, cabe esperar un flujo de capitales hacia el país B lo que conlleva un aumento en la demanda de moneda de dicho país, presionando la depreciación de la moneda de A. Así, un diferencial de intereses, al igual que un diferencial inflacionario, se corresponde con expectativas de devaluación. De esta forma, el TC oscilará siempre en torno al de la PI a fin de que:

$$R_A = R_B^* + (TC_e - TC) / TC$$

$$TC (R_A - R_B^*) = TC_e - TC$$

$$TC = TC_e / (1 + R_A - R_B^*)$$

Dentro del enfoque de la PI existen también dos acepciones. El inversionista puede considerar las estrategias a seguir: cubrirse de los riesgos de las fluctuaciones del TC operando en el mercado a plazos (forward) o afrontar los riesgos de operar en el mercado spot.

En el caso de la PI cubierta, el individuo se asegura de antemano el TC al cual podrá convertir sus divisas una vez finalizado el período, vendiendo a futuro los dólares al TC forward (TCF). De este modo se conoce exactamente el rendimiento que obtendrá, dado que conoce el TC esperado. El TCF que se fija hoy no tiene por qué coincidir con el TC de contado. La diferencia entre ambos se conoce como premio al riesgo:

$$PR = TCF - TC / TC$$

Si $PR > 0$, se espera que la moneda nacional se deprecie. En caso contrario, se esperará una apreciación. Luego,

$$R_A = R_B + PR$$

Por su parte, para la PI no cubierta el individuo opera con el TC del momento y se expone a los efectos de la fluctuación del TC al contado (spot). Corresponde éste al caso expuesto inicialmente en el que el individuo no conoce su TC esperado, por lo que no puede conocerse con precisión la rentabilidad esperada de sus depósitos en moneda extranjera.

En virtud de que este modelo supone que el TC fluctúa conforme lo hacen las tasas de interés, y siendo éstas altamente volátiles, se debe limitar su campo de acción al corto plazo. Asimismo, si bien se presenta igualmente en forma sencilla, adolece de una serie de debilidades que no permiten que el TC así definido se corresponda con la práctica:

- Se omiten los efectos que sobre la rentabilidad pueden tener los costos de transacción, los cuales pueden llegar a anular tendencias de flujos de capitales.
- No toma en cuenta los posibles riesgos del establecimiento de políticas de expropiación de inversiones extranjeras, controles de cambio o cualquier otro tipo de intervención que pueda trastocar los rendimientos esperados.
- Para el caso de la PI no Cubierta resulta difícil determinar el TCE, por lo que debe aproximarse a él a través de otras variables similares a la prima al riesgo.

2 Breve referencia metodológica

La metodología econométrica tradicional, referida tanto a modelos de regresión como a estudios de series de tiempo, requiere del cumplimiento de la condición de estacionariedad de las variables a fin de que los resultados obtenidos sean válidos. Sin embargo, como ya se indicó, en los años 70's, Granger y Newbold demostraron que la mayoría de las series económicas son no estacionarias, lo que permitió poner al descubierto lo siguiente:

1. La mayor parte de las relaciones entre variables, obtenidas a través de modelos de regresión convencionales, son artificiales.
2. La econometría tradicional resulta insuficiente para analizar series de este tipo, lo que deja al análisis econométrico sumido en un vacío temporal a la espera del desarrollo de nuevos enfoques. Las alternativas, mientras se construye el instrumental teórico adecuado, son: seguir aplicando los métodos ya conocidos, a sabiendas de la alta probabilidad de concluir con regresiones espurias, o trabajar con variables diferenciadas que, si bien corrigen la falta de estacionariedad de las series, pierden importante información relativa al análisis de largo plazo.

La teoría de cointegración, propuesta por C.W.J. Granger en 1981 y ampliada por Engle y Granger (1987), suministra las herramientas básicas para manejar el problema de la dinámica de corto y largo plazo en variables no estacionarias, reconociendo que es posible obtener una combinación lineal de variables integradas, que resulte estacionaria.

Un par de series, X_t y Y_t , se definen como cointegradas si siendo ambas integradas de orden uno $[I(1)]$, existe una combinación lineal de ellas, $e_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$, que sea estacionaria; esto es, que no tenga tendencia estocástica. La combinación lineal es la ecuación de cointegración y β es el parámetro cointegrante. Ello significa, que la ecuación $Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t$ tiene sentido, pues las variables no se desvían mucho entre sí a través del tiempo, logrando una relación de equilibrio de largo plazo. Por el contrario, si no son cointegradas, esto es $e_t \sim [I(1)]$, ambas variables se distanciarán cada vez más entre sí, lo que conducirá a una regresión espuria.

Generalizando el desarrollo de Granger para el caso multivariante, tenemos que para un conjunto de variables económicas en equilibrio

$$\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0$$

que en términos matriciales corresponde a $B_{X_t} = 0$, las desviaciones del equilibrio de largo plazo o error de equilibrio $E_t = B_{X_t}$, deben resultar no significativas. En otras palabras, el proceso Error de Equilibrio debe ser estacionario. Para ello, los componentes del vector $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ se dice que son cointegrados de orden d , b (lo que se denota $X_t \sim CI(d,b)$), si:

- Todos los componentes de X_t son integrados de orden d
- Existe un vector de parámetros $B = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_{n-1}, \beta_n)$ tal que la combinación lineal $X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ es integrada de orden $(d-b)$, para $b > 0$ y $b < d$. En ese caso, B es llamado **vector cointegrante**.

2.1 Modelo de corrección de error

Los patrones en el tiempo de las variables cointegradas, están influenciados por la extensión de las desviaciones del equilibrio de largo plazo. Si el sistema regresa al equilibrio, al menos una de las variables debe responder a la magnitud del desequilibrio. Para conocer la influencia de las desviaciones de la relación de largo plazo sobre la dinámica de corto plazo, se emplea un modelo de corrección de error (MCE). Un MCE es un vector autorregresivo (VAR) restringido, diseñado para trabajar con variables no estacionarias cointegradas. Las restricciones se aplican al comportamiento de largo plazo de las variables, mientras que se permite un amplio rango para la dinámica de corto plazo.

Si asumimos $(Y_t, Z_t) \sim CI(1,1)$, un MCE de ambas variables vendrá dado por:

$$\Delta Y_t = \alpha_y w_{t-1} + e_{yt} \quad [2.1]$$

$$\Delta Z_t = -\alpha_z w_{t-1} + e_{zt} \quad [2.2]$$

donde $w_{t-1} = Z_{t-1} - \beta Y_{t-1}$ es la combinación lineal cointegrante y $e_{it} \sim I(0)$. Los cambios en Y_t y Z_t de corto y largo plazo obedecen a shocks aleatorios, representados por e_t y a las desviaciones previas del equilibrio de largo plazo. Los parámetros α_y y α_z señalan la velocidad de ajuste. Un valor grande de α_y , indica una fuerte respuesta de Y_t a las desviaciones anteriores del equilibrio de largo plazo, mientras que valores pequeños del mismo señalan la falta de respuesta de Y_t al error de equilibrio pasado.

Generalizando el análisis para el caso multivariante, decimos que el vector de variables $I(1)$, representado por $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})$ admite una representación de corrección de error, si puede ser expresado como

$$\Delta X_t = \pi_0 + \pi X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t \quad [2.3]$$

Si existe un MCE de estas variables dada por 4.8, necesariamente existirá una combinación lineal de las variables que sea estacionaria.

Resolviendo 2.3 para πX_{t-1} , se tiene:

$$\pi X_{t-1} = \Delta X_t - \pi_0 - \sum \pi_i \Delta X_{t-i} - \varepsilon_t,$$

la cual es estacionaria. Cada fila de la matriz π es un vector cointegrante del vector X_t .

2.2 Test de cointegración de Johansen

Se puede probar la hipótesis de cointegración entre variables de un sistema, a través del método propuesto por Soren Johansen, el cual es un enfoque máximo verosímil (MV) de estimación de relaciones de largo plazo en modelos VAR. Esta metodología es lo suficientemente flexible como para tomar en cuenta la dinámica de corto y largo plazo de las series.

Debe recordarse que si se tienen n variables, cada una de ellas $I(1)$, podremos esperar de cero a $(n-1)$ vectores cointegrantes linealmente independientes. Si no existe ninguno, las series se analizan por los tradicionales métodos VAR aplicados a datos en primera diferencia. Si existe una ecuación cointegrante, el VAR necesitará un término de corrección de error para las variables a nivel, el cual aparecerá al lado derecho de cada ecuación. Si existen n ecuaciones cointegrantes, todas las series serán estacionarias y el VAR se analiza para variables en nivel. El test de Johansen, permite determinar el número de relaciones cointegrantes o rango de cointegración, además de probar ciertas restricciones sobre los vectores cointegrantes, y calcula la razón MV para cada ecuación, la cual no sigue la usual distribución Chi-Cuadrado, sino que requiere de los valores tabulados por Johansen-Juselius.

El test es una generalización del test DF al caso multivariado, por lo que los resultados de ambos deben coincidir; lo contrario es señal de algún error de especificación. Supongamos el vector de variables $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$, con el cual construimos el sistema $X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$, para el cual:

$$\Delta X_t = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t = (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad [2.4]$$

El rango de π señala el número de vectores cointegrantes. Si todos sus vectores son nulos, $\text{Rg}(\pi)=0$, las series ΔX_{it} son procesos con una raíz unitaria; si $\text{Rg}(\pi)=n$, la expresión 2.4 es un sistema convergente de ecuaciones en diferencia, con lo que todas las variables serán estacionarias.

El modelo multivariante también puede ser ampliado para incluir procesos autorregresivos de orden superior. Lo primero que debe hacerse es estimar el espacio de cointegración, para luego probar hipótesis específicas de interés económico sobre este espacio. Considere el modelo VAR con errores gaussianos

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad [2.5]$$

Reparametrizando la expresión anterior en la forma de MCE, de modo que,

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= (A_1 - I)\Delta X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad \Rightarrow \\ \Delta X_t &= \pi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t \\ \Delta X_{t-1} &= \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad [2.6] \end{aligned}$$

para $\pi = [I - \sum_{i=1}^p A_i]$ y $\pi_i = [I - \sum_{j=1}^i A_j]$

para $\pi = [I - \sum_{i=1}^p A_i]$ y $\pi_i = [I - \sum_{j=1}^i A_j]$

se puede distinguir directamente los efectos relativos a variaciones de corto plazo y largo plazo en las series. Este modelo señala una forma reducida general en la cual las dinámicas de corto plazo están dadas por $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{p-1}$. Una descripción satisfactoria de las variaciones de corto plazo es necesaria para inferir eficientemente sobre la estructura de largo plazo, principalmente cuando los efectos de corto plazo son esencialmente diferentes de los de largo plazo.

De nuevo, el rango de π representa el número de vectores cointegrantes independientes. Si dicho rango es cero (2.6) es una representación VAR en primeras diferencias; en cambio, si el rango es n , los vectores corresponden a procesos estacionarios. Si $Rg(\pi)=1$, existirá un único vector cointegrante y πX_{t-p} es el factor de corrección de error. Para un rango entre 1 y n , existirán diversos vectores cointegrantes, cuyo número se determinará a través de las raíces características significativas de π y coincidirá con de dicho rango.

El procedimiento de Johansen puede resumirse en los siguientes pasos:

1. Predeterminar la longitud de retardos. El procedimiento más común, es estimar un vector autorregresivo usando datos no diferenciados y probar la misma longitud de retardo utilizada en el VAR: comenzando con retardos amplios, se prueba si pueden ser reducidos. Un método más sencillo, consiste en seleccionar la longitud de retardo p utilizando la generalización multivariante del criterio de información de Akaike (AIC)⁴.
2. Estimar el modelo con o sin constante y/o tendencia, analizando siempre las propiedades de los residuos.

⁴ AIC, es una guía para seleccionar el número de términos en una ecuación. Está basado en la suma de cuadrados de los residuos, ponderando los coeficientes adicionales. Bajo ciertas condiciones, permite elegir la longitud de retardo de una distribución, seleccionando la especificación con menor valor para AIC. Un criterio de igual uso es el de Schwarz (CS), es cual pondera aún más las variables adicionales. Para una muestra de tamaño T , el AIC viene dado por $AIC=(2k/T)+\log(T-1 u'u)$, mientras que $SC=(k\log T/T)+\log(T-1 u'u)$.

Si éstos no son ruido blando⁵, la longitud de retardo es muy pequeña. Debido a las restricciones entre ecuaciones impuestas sobre π , no puede aplicarse MCO. Se procede luego a estimar los valores de las raíces características y a determinar el rango de π .

3. Analizar los vectores cointegrados normalizados y los coeficientes de velocidad de ajuste.
4. Analizar los residuos, aplicando test de causalidad y construyendo MCE, lo que puede ayudar a identificar la estructura del modelo y determinar su idoneidad.

3 Evidencia empírica

En este punto se analiza el panorama económico y el análisis de cointegración.

3.1 Panorama económico

A raíz del boom petrolero de 1973 y, principalmente de 1979, que le inyectó al país grandes cantidades de recursos cuando ni el gobierno ni los empresarios estaban en condiciones de manejarlos, Venezuela se sumergió en un proceso de desajustes económicos que persisten hoy día.

Inicialmente, los desequilibrios que comenzaban a manifestarse, no fueron atendidos, e incluso se ignoraron ante la afluencia de capitales y a las expectativas de un mercado petrolero con precios crecientes. Es así que durante los años setenta y principios de los ochenta, el principal problema que experimenta el país es una creciente deuda externa, tanto pública como privada, adquirida a objeto de llevar a cabo grandes planes de inversión que, en su mayoría, quedaron

⁵ Si $\mathbf{e}_t = \{e_{t1}, e_{t2}, \dots, e_{tn}\} \sim iid(0, \sigma^2)$,
con lo que $E(e_t) = 0$, $V(e_t) = \sigma^2$ y
 $COV(e_t, e_{t-h}) = \gamma_h = \begin{cases} 0, & \text{si } h > 0 \\ \sigma^2, & \text{si } h = 0 \end{cases}$
entonces, es un ruido blando.

inconclusos o resultaron inoperantes. La expansión de la base monetaria resultante no produjo efectos inflacionarios, debido a los controles y subsidios, ni tampoco tuvo efectos reales, debido al incentivo a importar y al desestímulo de la exportación no petrolera, ante un TC fijo sobrevaluado. Esta estabilidad ficticia también se reflejó en las tasas de interés. Al caer los precios del crudo en el mercado internacional y agotarse los recursos disponibles, los desequilibrios represados comienzan a manifestarse, principalmente a partir de 1989, e intentan ser corregidos a través de diferentes programas de ajustes bajo la dirección del FMI.

En materia cambiaria, Venezuela ha experimentado una amplia gama de políticas, buscando corregir las presiones al alza en el precio de las divisas. Luego de la maxidevaluación de 1983, tras varios años de fuga de capitales y de un TC, se establece un régimen múltiple en el que coexisten tres tipos de cambio: dos de ellos para importaciones prioritarias y pagos de deuda y un tercero libre, lo que introdujo una serie de distorsiones en el mercado cambiario.

El año 1994 fue un período que pudiera catalogarse de ensayo para la política cambiaria de nuestro país, dada la rapidez con que fueron implementadas y posteriormente derogadas diferentes medidas que pretendieron controlar el deterioro acelerado que nuestra moneda venía experimentando aún antes de 1989.

El régimen de **crawling peg**, que fuera adoptado desde octubre de 1992, con el fin de frenar la tendencia especulativa que había generando la liberación cambiaria de 1989, en un clima de fuertes presiones inflacionarias y expectativas devaluacionistas y que consistía en pequeñas devaluaciones sucesivas (entre 10 y 15 céntimos diarios), anunciadas en función del diferencial inflacionario, fue sustituido el 29 de abril de 1994 por un esquema de subastas que entró en operación el 4 de mayo, partiendo con un TC de 118.2 bolívares por dólar.

Según este nuevo esquema, el Banco Central de Venezuela adjudicaba a los bancos un porcentaje de las divisas solicitadas por éstos, estableciendo un precio de cotización equivalente al promedio ponderado de los precios ofrecidos por las instituciones financieras participantes en la subasta. Tal medida, que fue vista como un control de cambios encubierto, no tardó en revelarse inoperante lo que propició el surgimiento de un mercado paralelo con un precio para la divisa hasta 20 bolívares por encima del de subasta. Por esta razón, fue modificada apenas veinte días después de su implementación.

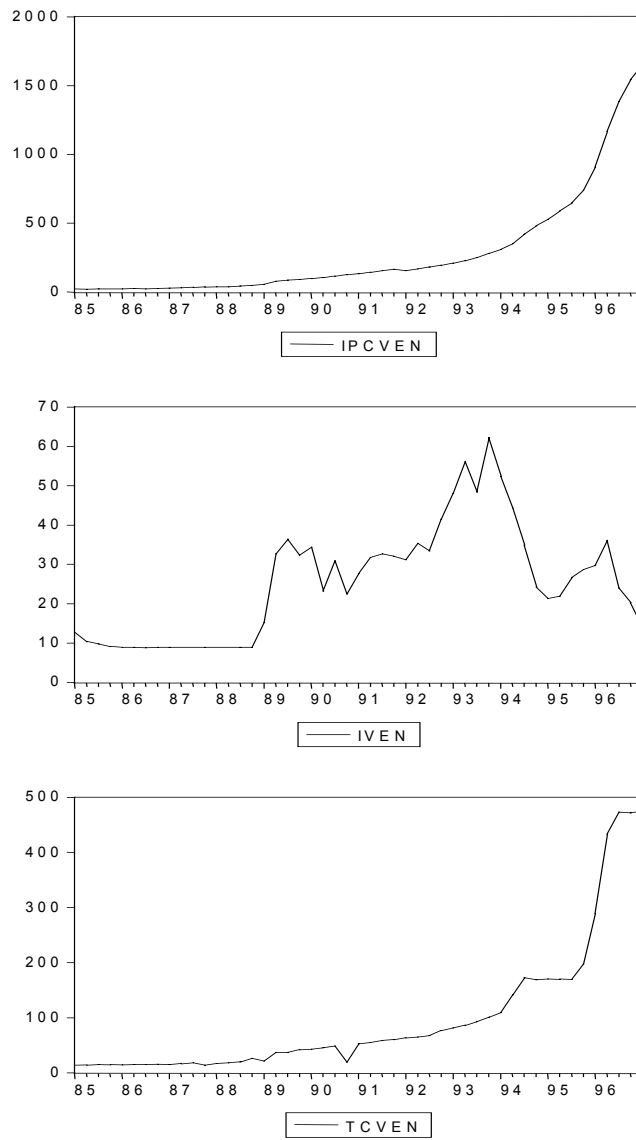
El nuevo esquema, también de subasta, permitía que el precio del mercado paralelo fuese el marcador para la cotización de divisas, sobreviniendo una rápida y acentuada devaluación del TC, que llevó el precio de la divisa más allá de los 200 bolívares por dólar. Ante estas circunstancias el gobierno, luego de intentar intervenir en el mercado expandiendo la oferta de dólares, con lo que logró reducir ficticiamente el precio del dólar a 180 bolívares, se vio obligado a establecer de facto un control de cambios y fijar el TC en 170 bolívares, circunstancia que se mantuvo hasta diciembre de 1995 cuando nuestra moneda fue objeto de una nueva devaluación, esta vez a 290 Bs./\$. En 1996, se deja al TC flotar dentro de una banda, alcanzando ese mismo año el techo de la misma y manteniéndose esta presión hasta hace poco.

En lo que respecta a las tasas de interés, el programa económico global de 1989 acabaría con la tradicional regulación directa de las tasas de interés por parte del Banco Central de Venezuela. Dicho programa de ajuste estructural contemplaba, entre otros, la liberación de las tasas de interés lo cual fue llevado a cabo en un ambiente de fuertes desequilibrios y expectativas desfavorables en torno al futuro económico y político del país, circunstancia que derivó en un debilitamiento del sistema financiero y en la profundización de los desequilibrios macroeconómicos que este programa debía corregir.

Las expectativas en torno a la evolución del mercado cambiario y de la inflación anunciados por el elevado déficit fiscal y los problemas de Balanza de Pagos, propiciaron una desenfrenada carrera por parte de las instituciones financieras por captar recursos impulsando un alza progresiva de las tasas de interés nominales, las cuales pasaron de 28,9% promedio en 1989 a 53,75% en 1993 lo que, en un clima de escasa supervisión, puso en peligro la estabilidad del sistema mismo e hizo inevitable la caída de algunos bancos.

Lo elevado de estas tasas agudizó el proceso inflacionario, tornándolas negativas en términos reales. La rentabilidad ofrecida internamente se hizo inferior a la de los depósitos en Estados Unidos, desincentivando el ahorro en moneda nacional y propiciando la colocación de capitales en el exterior, amparada por la política de libre cambio existente para el momento, lo que acentuó aún más el deterioro de nuestra moneda. Se genera un círculo vicioso en el que el crecimiento del TC, producto del reflejo de estas presiones en el mercado cambiario, contribuye a aumentar aún más los precios, dado el alto componente importado de los insumos para la producción nacional o el consumo directo, lo que a su vez se traduce en mayor devaluación. Para observar la evolución de las series, véase el gráfico 1.

Gráfico 1
Variables para Venezuela



Fuente: Banco Central de Venezuela (BCV). Varios años.

3.2 Análisis de cointegración

El estudio del mercado cambiario venezolano, se lleva a cabo a través de las siguientes variables:

- TCVEN: Tipo de cambio medido como bolívares por dólar.
PMVEUS: Términos de intercambio como cociente de índices de precios al mayor de Venezuela y Estados Unidos.
PCVEUS: Términos de intercambio en base a índices de precios al consumidor.
DVEUS: Diferencial de rentabilidad entre Venezuela y Estados Unidos

Los tests de raíz unitaria de ADF y PP, muestran que tanto TCVEN como DVEUS son I(1). Los resultados de estos tests para PCVEUS fueron inconsistentes, pudiendo la variable ser estacionaria o tener una raíz unitaria. Aún así, se incorporó al estudio. La variable PMVEUS fue excluida por ser estacionaria (véase tabla 1).

Tabla 1
Test de raíz unitaria ADF Y PP para Venezuela

VARIABLE	ESTADÍSTICO ADF	ESTADÍSTICO PP	VALOR
TCVEN	0,319947	2,085140	-2,9241
Δ TCVEN	-4,017320	-3,777700	-2,9256
PCVEUS	-2,441928	-4,415622	-2,9241
Δ PCVEUS	8,287058	-16,06529	-2,9256
PMVEUS	6,604070	-2,294563	-2,9228
DVEUS	-1,578130	-1,667607	-2,9241
Δ DVEUS	-3,318878	-6,395437	-2,9256

La revisión de la matriz de correlaciones, permite anticipar problemas con respecto a la variable DVEUS, dada su poca relación con TCVEN y su signo no acorde al esperado (véase tabla 2).

Tabla 2
Matriz de correlación simple

	TCVEN	PCVEUS	DVEUS
TCVEN	1,000000	0,605977	0,213006
PCVEUS	0,605977	1,000000	0,114130
DVEUS	0,213006	0,114130	1,000000

Los resultados del test de Johansen, con una constante y un sólo retardo⁶, en la determinación de una relación de equilibrio de largo plazo entre el tipo de cambio en Venezuela y sus determinantes, señalan que es posible construir una ecuación cointegrante con un poder explicativo del 46,11 %, dado por:

$$TCVEN = 2,556 + 29,66 PCVEUS$$

lo cual indica que el precio de la divisa se incrementa en 29,66 bolívares ante variaciones marginales de los términos de intercambio; esta relación positiva sugiere el cumplimiento de la PPA. Intentando separar los efectos de las variaciones en los precios nacionales y foráneos sobre el TC, se corrió el modelo en términos de logaritmos. Según la teoría, los consumidores se desplazan hacia el mercado con menores precios, por lo que un incremento en el índice de precios doméstico elevaría el TC, mientras que un incremento en el índice de precios foráneo, lo disminuye. Sin embargo, los resultados obtenidos señalan un incremento del TC ante variaciones en los precios tanto nacionales como foráneos, por lo que fueron descartados.

Para el caso de la PI, no se pudo justificar la influencia del diferencial de rentabilidad en el comportamiento del TC, dado que no se pudo rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Al aplicar el test a la combinación de ambos enfoques, se obtiene a lo sumo un vector cointegrante, carente de interés desde el punto de vista económico por no corresponderse a la teoría (en el sentido de que no cumple la relación inversa entre TC y diferencial de intereses), por lo que fue descartado (véase tabla 3).

⁶ La incorporación de un número mayor de retardos distorsionaba los resultados, generando parámetros con valores muy grandes.

Tabla 3
Cointegración de Johansen

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critic. Val.	Hypothe. No. CE(s)	Vector Cointegrante
PARA PPA:				
0,461126	29,92261	15,41	None **	TCVEN PCVEUS C
0,018210	0,863740	3,76	At most 1	1,000 -29,658 -2,556 (5,456)
PARA PI:				
0,073473	3,682854	15,41	None	TCVEN DVEUS C
0,002045	0,096195	3,76	At most 1	1,000 8,737 -264,23 (12,49)
PARA PPA Y PI:				
0,495464	36,50445	29,68	None **	TCVEN PCVEUS DVEUS C
0,087476	4,350980	15,41	At most 1	1,00 -26,27 -1,03 7,20
0,001032	0,048536	3,76	At most 2	(4,32) (0,88)

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

Habiendo concluido que las variables TCVEN y PCVEUS son cointegradas [CI(1,1)], según el Teorema de Representación de Granger, es posible construir una representación de Corrección de Error, que recoja además la dinámica de corto plazo, obteniéndose

$$\Delta TCVEN_t = -8,907619 + 0,156 RESID_{e1} - 0,293 \Delta TCVEN_{t-1} + 5,995 \Delta PCVEUS_{t-1} + 3,634 \Delta PCVEUS_{t-2}$$

(5,20) (-11,53) (3,71) (-11,92) (-9,82)

con R2= 0,861452; AIC =4,819747 y SC= 5,058266.

donde el parámetro 0,156, señala la velocidad de ajuste del TC a desviaciones del equilibrio de largo plazo y, los restantes parámetros se refieren a coeficientes de corto plazo.

Finalmente, siguiendo la tesis de Granger según la cual, si las variables son cointegradas debe existir una relación de causalidad en alguna dirección, se recurre al test de Causalidad de Granger, para definir la dirección de las relaciones definidas anteriormente. Como lo muestra la tabla 4, existe una relación de doble causación entre el TC y el cociente de precios, mientras que el diferencial de rentabilidad no causa a TCVEN.

Tabla 4
Test de casualidad de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PCVEUS does not Granger Cause TCVEN	47	9,15519	0,00050
TCVEN does not Granger Cause PCVEUS		6,54926	0,00334
DVEUS does not Granger Cause TCVEN	47	0,27360	0,76198
TCVEN does not Granger Cause DVEUS		1,52353	0,22974

4 Conclusión

Se ha presentado aquí un intento por determinar los factores que explican el comportamiento del TC nominal a través de la contrastación de dos tesis: la PPA y la PI.

Con la ayuda del test de cointegración de Johansen se buscó determinar si las variaciones en el TC eran producto de los precios relativos de Venezuela respecto Estados Unidos y de la diferencia de rendimientos de los depósitos en moneda local o en dólares, o de alguno de ellos en particular.

Así, para el período estudiado, puede concluirse que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre TC y términos de intercambio, que permite aseverar la vigencia de la tesis de la PPA en nuestro país. Con respecto a la PI, el análisis individual no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre TC y diferencial de rentabilidad; el vector cointegrante obtenido en el análisis conjunto de ambas teorías se rechaza por carecer de interés económico, al no corresponderse con los lineamientos teóricos.

El MCE sugiere una baja velocidad de ajuste del TC a los errores de equilibrio.

Adicionalmente, debe destacarse que la gran mayoría de las variables resultaron no estacionarias y que de no haber tenido en cuenta estas características, aplicando los métodos tradicionales de estimación, se podría haber obtenido resultados artificiales.

6 Bibliografía

- Baxter Marianne, (1994): “Real Exchange Rates and Real Interest Differentials. Have we missed the business-cycle relationship?”. **Journal of Monetary Economics**. N° 33. Pp. 5-37.
- Bruneau, Catherine (1996): “Analyse économétrique de la causalité: un bilan de la littérature”. **Revue économie politique**. Vol. 3, N° 106. Pp. 323-353.
- Cochran, Steven y Defina, Robert (1995): “Predictable Components in Exchange Rates”. **The Quarterly Review of Economics and Finance**. Vol. 35 N° 1. Pp. 1-14.
- Conejo, Carlos y Michael Shields (1993): “Relative PPP and the Long-run Terms of Trade for Five Latin American Countries: a Cointegration Approach”. **Applied Economics**. N° 25. pp. 1511-1515.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 74. Pp. 427-431.
- _____ (1979): “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Distribution of the Unit Root”. **Econometrica**, Vol. 49, N° 4. Pp. 1057-1072.
- Díez de C, Luis y Juan Mascareñas (1994): **Ingeniería financiera: la gestión en los mercados financieros internacionales**. Mc Graw Hill.
- Edwards, Sebastian (1988): “Determinantes reales y monetarios del comportamiento del TC real: teoría y pruebas de los países en desarrollo”. **El Trimestre Económico**. Pp. 75-110.
- Enders, Walter (1995): **Applied Econometric Time Series**. Editorial John Wiley & Sons.

- Engle, R. y Granger, C.W. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representación, Estimation and Testing". **Econométrica**, Vol. 55. Pp 251-276.
- Engle, R.F., D.F. Hendry y S. F. Richard (1983): "Exogeneity". **Econometrica**, Vol. 51. pp 277-304.
- Ericsson, Neil (1992): "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: A Synopsis". **Journal of Policy Modeling**, N ° 14, Vol. 4. Pp. 395-427.
- Fondo Monetario Internacional (F.M.I.) (Varios años). **Anuario de Series Estadísticas**.
- Granger C. W.J. y P. Newbold (1976): "Spurious Regressions in Econometrics". **Journal of econometric**. Vol. 2, N° 2, pp 111-120.
- Granger, C.W.J. (1981): "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". **Journal of Econometrics**. Vol. 16, N° 1. Pp 121-130.
- _____ (1986): "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Vol. 48, N° 3. Pp. 213-227.
- Granger, C. y G. Mizon. editores. (1994): **Testing Exogeneity** Oxford University Press.
- _____ (1994): **Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration**. Oxford University Press.
- Gruen, David y Jenny Wilkinson (1994): "Australia's Real Exchange Rate -Is it Explained by the Terms of Trade or by Real Interest Differentials?". **The Economic Record**. Vol. 70, N° 209. Pp. 204-219.
- Hendry, David (1986): "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Vol. 48, N° 3. Pp. 201-213.

- Johansen, Soren (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". **Journal of Economic Dynamics and Control**. Vol. 12. Pp. 231-254.
- Juselius, K. (1994): "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark". **Testing Exogeneity**. Oxford University Press. Pp 161-190.
- Kim, Yoonbai (1990): "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach". **Journal of Money, Credit and Banking**. Vol. 22, N° 4. Pp. 491-103.
- Krugman, Paul y Maurice Obstfeld (1993): **Economía internacional: teoría y política**. Mc Graw Hill.
- Lardic, Sandrine (1996): "Non Stationnarité, mémoire des séries et hystérésis". **Revue economie politique**. Vol. 3, N° 106. Pp. 417- 450.
- Novales, Alfonso (1993): **Econometría**. McGraw Hill Interamericana. España.
- Perron, Pierre (1993): "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series". **Cointegration for the Applied Economist**. MacMillan Press.
- Phillips, P. (1987). "Time Series Regressions with Unit Roots". **Econometrica**. N° 55. Pp. 277-302.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root Root in Time Series Regression". **Biometrika**, Vol. 75. Pp 335-346.
- Quenouille, M.H. (1957): **The Analysis of Multiple Time Series**. Griffin, Londres.
- Sarantis, Nicholas y Stewart, Chris (1993): "Seasonality, Cointegration and the Long-run PPP: Evidence for Sterling Exchange Rates". **Applied Economics**. N° 25. Pp. 243-250.

Serletis, Apostolos (1994): “Common Stochastic Trends in a System of East European Black-market Exchange Rates”. **Applied Financial Economics**. Vol. 4. Pp 23-31.

Stock, J. y Watson, M. (1988): **Testing for Common Trends**. *Jasa*, Vol. 83. Pp. 1097-1107.

Stock, J.H. (1987): “Asiymptotic Propities of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors”. **Econometrica**. Vol. 55. Pp. 1035-1056.

Tugores Q. Juan (1994). **Economía internacional e integración económica**. McGraw Hill.