

Ecos de Economía
ISSN: 1657-4206
ocaiced1@eafit.edu.co
Universidad EAFIT
Colombia

Dowd, Jessica; Enríquez, Vanesa
Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003 - 2006
Ecos de Economía, vol. 12, núm. 26, abril-, 2008, pp. 7-40
Universidad EAFIT
Medellín, Colombia

Disponible en: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=329027262001

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org
Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



Paisaje 3

Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003 – 2006

Jessica Dowd
Vanesa Enríquez

Ecos de Economía No. 26. Medellín, abril de 2008, pp 7- 40

Jessica Dowd
Vanesa Enríquez

Resumen

El objetivo principal de este trabajo es utilizar el modelo de la Paridad de Interés al Descubierto como herramienta para determinar si el diferencial de las tasas de interés de Estados Unidos respecto a los países latinoamericanos: México, Brasil y Chile, ha sido influyente en el comportamiento que ha tenido la tasa de cambio en cada uno para el periodo 2003-2006, y por lo tanto poder hablar de este diferencial como un determinante de la tasa de cambio en economías que tengan un régimen de tipo de cambio flexible.

Inicialmente se utilizará el procedimiento de Dolado y el test Phillips Perron con el fin de establecer si cada una de las variables que se están considerando (variación de la tasa de cambio, diferencial de tasas de interés y variación de la prima por riesgo) son o no estacionarias y, posteriormente, si las series son no estacionarias se utilizará la metodología de Johansen & Juselius para determinar si existen vectores de cointegración. Se estimará el modelo y se realizará el análisis de exogeneidad y exclusión. Finalmente se observará el comportamiento de los residuales del modelo estimado.

Palabras clave: Modelo de la Paridad de Interés al Descubierto, diferencial de tasas de interés, determinante de la tasa de cambio, tipo de cambio flexible, estacionariedad, metodología de Johansen & Juselius, vectores de cointegración.

Abstract

The objective of this article is to use Uncovered Interest Parity (UIP) to determine whether the interest rate differential between the United States and Latin-American countries have been significant in explaining exchange rate determination. In particular, this study focuses in the case of Chile, Brazil and Mexico during the free floating exchange rate period 2003-2006.

This article uses the Dolado and Phillips Perron test to establish whether each variable (change in the exchange rate, interest differential, spread change) is stationary. In what follows, the Johansen & Juselius methodology is used to determine the existence of cointegrating vectors. Once the model is estimated, exclusion and exogeneity tests are conducted. The residuals are analyzed in order to establish the accuracy of the estimated model.

Keywords: Uncovered Interest Parity, interest rate deferential, exchange rate determination, flexible exchange rate regime, stationary, Johansen & Juselius methodology, cointegration vector.

JEL Classification: C220, E400.

Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003 – 2006*

*Jessica Dowd***
*Vanesa Enríquez***

Introducción

La tasa de cambio que es el precio de una moneda en términos de otra, es importante en toda economía dada la influencia que tiene sobre la balanza de pagos, en los precios de los activos y pasivos del país que están determinados en moneda extranjera y en otras variables macroeconómicas.

El hecho que los efectos de la tasa de cambio abarquen tantos ámbitos de la vida económica, se explica por 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 y las decisiones de inversión.

La tasa de cambio es importante para los países en vía de desarrollo, como una herramienta que busca mantener la competitividad del país con el exterior en términos comerciales. Los tipos de interés atraen capitales hacia aquellos países con mayores tasas, siempre que no exista restricción alguna a los flujos de capital[1]. Por su parte, un incremento

---

* Este artículo hace parte del trabajo de grado: "Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003 – 2006". Asesorado por el profesor: Andrés Ramírez Hassan. Medellín: Universidad EAFIT, 2007. Fecha de recepción 30 de enero de 2008. Fecha de aceptación 18 marzo de 2008

** Economistas, Universidad EAFIT. jdowdagu@eafit.edu.co; eenrique@eafit.edu.co

1 Tugores Ques, Juan., 1994. Economía Internacional e Integración Económica, p.75.

del tipo de cambio eleva la rentabilidad esperada de los depósitos en la moneda devaluada.

El modelo de la Paridad de Interés al Descubierto (PID), es un método que busca resolver el gran cuestionamiento sobre los determinantes de la tasa de cambio. De tal manera, este supone que todos los agentes inversores buscan una mayor rentabilidad, y que bajo expectativas racionales, la variación observada actualmente en la tasa de cambio será una buena aproximación para la variación esperada por los agentes. Por lo tanto, en virtud de este modelo, se plantea que entre la tasa de cambio y las tasas de interés existe una correlación estable en el tiempo, adicionalmente se considera para el análisis la prima por riesgo.

1 Planteamiento Teórico

1.1 Historia de los regímenes cambiarios

Los tres países objeto de estudio y en general los países latinoamericanos, presentan una historia cambiaria muy similar pasando por las mismas etapas y regímenes. A principios del siglo XX los países no daban mucha importancia al sector externo como fuente de desarrollo y las economías estaban cerradas. No fue sino hasta mediados de este siglo cuando el aumento en las exportaciones e importaciones obligó a adoptar una amplia gama de tipos de cambio que más tarde se dividió en dos grandes rubros, un tipo de cambio para las mercaderías y otro para turismo y transacciones de capital, con lo que se pretendía una mayor apertura de la economía al exterior; en este periodo se mantenía una rigidez del tipo de cambio que proporcionaba estabilidad a nivel cambiario.

Posteriormente, en Chile se presentaron problemas económicos graves, la fuerte devaluación y recesión que sufrió el país en 1982 dio lugar a un cambio, las autoridades monetarias deciden instaurar un sistema de tipo de cambio reptante. Este sistema consistía en devaluar (o revaluar), en forma periódica y con ajustes pequeños el tipo de cambio, de acuerdo a la diferencia entre las tasas de inflación domestica y externa relevantes, con esto se buscaba lograr una depreciación y facilitar la consecución de recursos para pagar la gran deuda externa que el país tenía en esos momentos. En 1990 se adopta el sistema de bandas cambiarias, pero a pesar de la aparente amplitud de esta banda, el tipo de cambio nominal se ubicaba con frecuencia en el piso de la misma, quitando grados de

flexibilidad a la política monetaria; por lo tanto el Banco Central de Chile tuvo que intervenir constantemente en el mercado buscando controlar la banda, pero no fue capaz de sostener la continua apreciación, además la defensa de la moneda implicaba una mayor inflación y esta también era objetivo del Banco Central. En 1998 se decidió estrechar la banda, pero la credibilidad no aumentó y los shocks especulativos siguieron golpeando la economía. En 1999, cuando la incertidumbre y las turbulencias mundiales se habían calmado, el Banco Central de Chile anunció finalmente que ponía fin a la banda cambiaria y dejaría flotar libremente el tipo de cambio. A partir de entonces, sólo intervendría en circunstancias excepcionales[2] para evitar las fluctuaciones excesivas a corto plazo y para controlar el nivel de reservas internacionales, como parte del programa de inflación objetivo.

En Brasil, el abandono del tipo de cambio fijo se dio en 1967 cuando el sistema se sustituyó por uno de tipo pegado deslizante que trataba de mantener un nivel competitivo después de la eliminación de los altos aranceles que se habían establecido en pro de la sustitución de importaciones. En 1994, luego de un largo período de inflación elevada, Brasil adoptó como parte del Plan Real un ancla cambiaria mediante el establecimiento de un tipo de cambio semi-fijo de bandas. A mediados de 1998 el país comenzó a enfrentar una presión permanente sobre su régimen cambiario, la ausencia de un claro y sostenido ajuste fiscal se manifestó en un incremento en el déficit en cuenta corriente y esto, a su vez, redujo sostenidamente las reservas internacionales. Esta presión se intensificó a finales de 1998, y culminó con el abandono de las bandas cambiarias reptantes y la adopción de un régimen de flotación administrada con metas de inflación en enero de 1999, ayudado por una mayor transparencia en la toma de decisiones del Banco Central, que adoptó una política de comunicación intensa con el público e informó en forma permanente sobre la marcha del plan y los resultados de la inflación relativo a las metas fijadas[3].

En México, al igual que en Chile y Brasil, la política cambiaria también ha experimentado diversos cambios, sobretodo a partir de la década de los setenta cuando irrumpió la crisis del modelo de sustitución de importaciones. Debido a la creciente inflación y al incremento del déficit presupuestal y externo, a partir de 1976 se entró en un esquema de tasas flotantes. Entre 1989 y 1994 se siguió una política de deslizamiento predeterminado de la

[2] De Gregorio, José; Tokman, Andrea y Valdés, Rodrigo., 2005. "Tipo de Cambio Flexible con Metas de Inflación en Chile: Experiencia y Temas de Interés". Documentos de política económica, Nº 14.

[3] Grandes, Martín y Helmut, Reisen., 2004. "Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico en Argentina, Brasil y México". Revista de la CEPAL, p. 12,13 y 14.

moneda respecto del dólar, en el marco de un programa de estabilización que permitió un debilitamiento importante de la inflación, sin embargo, se abusó de la estabilidad cambiaria como instrumento de estabilización. Hacia finales de 1989 era evidente que el peso comenzaba a sobrevaluarse; la apertura de la economía, combinada con la política de usar el tipo de cambio como ancla de la inflación, provocó un déficit creciente en la balanza en cuenta corriente, el cual fue financiado mediante el ingreso de capitales externos provocando un aumento importante de la dependencia de este tipo de capitales. El déficit externo se volvió insostenible y la política cambiaria perdió credibilidad. En 1994 el país atravesaba por la peor crisis financiera y productiva de su historia moderna, a partir de este momento el gobierno estableció un régimen cambiario de libre flotación de la moneda, en donde el nivel del peso se establece en función de las condiciones del mercado, bajo la vigilancia e intervención del Banco de México, el cual tiene establecidos diversos mecanismos para evitar una apreciación o depreciación brusca de la moneda.

En México, al igual que en Brasil y Chile, el Banco Central también adoptó como principal tarea la de controlar la inflación mediante el programa de inflación objetivo. Dentro de este programa existen al menos tres razones para preocuparse por la evolución de la tasa de cambio: Primero las depreciaciones aceleradas que generan presiones inflacionarias y fácilmente pueden caer en un circulo vicioso retroalimentado por expectativas, segundo los ciclos de apreciación no sostenible que generan deterioro en la cuenta corriente, peligros de depreciación posterior con efectos inflacionarios y mayor volatilidad del producto, tercero cuando la utilización exclusiva de la tasa de interés de corto plazo es ineficiente ya sea por shocks externos o por que empíricamente no se cumple la paridad de interés al descubierto como regla de determinación de la tasa de cambio en el corto plazo.

1.2 Revisión teórica del modelo PID

El modelo de la paridad de interés al descubierto, PID, es una teoría clásica en economía internacional y es fundamental en la construcción de la mayoría de los modelos monetarios. Acorde con PID, el diferencial de las tasas de interés entre dos países, debería ser proporcional a la variación esperada de su tasa de cambio. Bajo expectativas racionales la variación observada actualmente en la tasa de cambio será una buena aproximación para la variación esperada por los agentes.

El estudio del modelo PID se han convertido en un tema de estudio de gran interés para los economistas, debido a esto ha sido objeto de numerosos y detallados análisis por parte de los investigadores, destacándose en este sentido los trabajos de Fama (1984), Froot y Thaler (1990), Lewis (1995)

y Engel (1996), todos plantean y discuten distintas explicaciones de las deficiencias empíricas del modelo, entre estas explicaciones se encuentran: problemas de la moneda doméstica, cambios de régimen, errores en la formación de expectativas y la diferencia de riesgo entre las inversiones.

Trabajos como los de Meredith y Chinn (1998) y Fuji y Chinn (2001) han evaluado el modelo considerando horizontes de largo plazo, encontrando que cuando este horizonte se amplía, la valides de la hipótesis PID se torna menos decisiva. Existen otros estudios como el de Lyons y Rose (1995) y Chaboud y Wright (2003) que van en dirección opuesta, examinando el modelo PID en horizontes muy cortos con datos de alta frecuencia, aunque estudios empíricos han demostrado que la hipótesis falla particularmente en el corto y mediano plazo.

Por otra parte trabajos como el de Rowland (1998) encuentran un respaldo relativamente fuerte para la hipótesis, sin embargo de acuerdo con el autor estos resultados podrían ser temporales y causados por transiciones económicas considerables. Para Colombia, País estudiado por el autor, las series de tiempo utilizadas se tomaron a partir de 1996, cuando se estableció el sistema de bandas cambiarias. La relación parece haberse mantenido hasta el 2002, sin embargo al final de este período la relación fue mucho más débil. Una posible explicación del debilitamiento a partir de 1999 fue la adopción de un nuevo régimen cambiario: las bandas fueron abolidas para dar paso a la libre flotación.

De este último trabajo citado, surgió la idea de retomar el estudio para países Latinoamericanos diferentes a Colombia (ya que este país fue trabajado anteriormente para el periodo 2000-2006) y en un periodo de tiempo donde el tipo de cambio para cada economía fuera flexible, con el objetivo de demostrar que la teoría PID puede cumplirse bajo estas condiciones. En conclusión lo que se busca sustentar es la validez del modelo de la paridad de interés al descubierto, PID, para el período 2003 – 2006 en países latinoamericanos con economías significativas para la región como Chile, Brasil y México.

1.3 Series utilizadas en el estudio

Para las variaciones en la tasa de cambio se usan promedios semanales del periodo de estudio, bajo un régimen de tipo de cambio flexible. La fuente de estos datos es el Banco Central de Chile, el Banco Central de Brasil y el Banco Central de México, respectivamente para el estudio realizado para Chile, Brasil y México.

Para los diferenciales en la tasa de interés se emplearán promedios semanales de la Tasa Bancaria (TAB180) con vencimiento semestral para

Chile. Fuente, Banco Central de Chile; para Brasil de las Instituciones Financieras (BBE180) con vencimiento semestral. Fuente, Banco Central de Brasil; para México de los Depósitos a Plazo Fijo (DR180) del sistema bancario con vencimiento semestral. Fuente, Banco central de México; para Estados Unidos se utilizan las tasas de interés del tesoro con vencimientos constantes, cuya fuente es la Reserva Federal.

Las tasas de interés utilizadas en el estudio fueron escogidas dada su importancia en el mercado de capitales de la región, la tasa de interés del tesoro es considerada a nivel mundial la tasa de menor riesgo y por lo tanto para que el estudio tuviera resultados consistentes se busco comparar estas tasas con las menos riesgosas de las economías chilena, mexicana y brasilera, que son las aquí trabajadas.

Para la prima por riesgo, se utilizará la serie del EMBI GLOBAL + de las tasas de interés de Chile, respecto a las de Estados Unidos. Y para Brasil y México el EMBI + de las tasas de interés de cada uno de los países respecto a Estados Unidos. Fuente, Bloomberg.

Para estimar la ecuación $(S_{t+\tau} - S_t) = a + b(r_t - r_t^*) + c\varphi_1 + \varepsilon_t$, se construyeron series semestrales para las variaciones la tasa de cambio $(S_{t+\tau} - S_t)$ haciendo la diferencia del logaritmo de la serie original respecto a 26 semanas. Para el diferencial de tasas de interés $(r_t - r_t^*)$ se construyeron las diferencias entre las tasas de interés de los TAB 180, BBE180, DR180 para Chile, Brasil y México, respectivamente; y las tasas de interés del tesoro con vencimientos constantes para 6 meses. Para poder comparar el diferencial de las tasas de interés con las variaciones en la tasa de cambio, las primeras se tuvieron que expresar para períodos efectivos semestrales dividiendo por 2, dado que vienen dadas en términos nominales (anual semestre vencido). Las series de la prima por riesgo φ_1, se convirtieron en semestrales vencidas.

2 Planteamiento Metodológico

2.1 Descripción de la metodología

El concepto de cointegración se refiere a la combinación lineal de variables no estacionarias. Para aplicar la metodología de cointegración primero es necesario probar que las series sean no estacionarias e integradas del mismo orden. Si se llega a encontrar que las series son estacionarias se procede a estimar la ecuación por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, si se comprueba que las series son no

estacionarias pero de distinto orden de integración la estimación sólo se podrá llevar a cabo poniendo cada una de las variables en el mismo orden de integración mediante su diferenciación o por el método de rezagos distribuidos.

Inicialmente, estableciendo que las variables económicas y financieras presentan tendencia estocástica, se puede hablar de presencia de raíces unitarias, para conocer el orden de integración de cada serie se utilizará el procedimiento de Dolado que introduce el uso del Dickey – Fuller aumentado (ADF) y el test de Phillips Perron (PP), a través de los cuales se concluirá sobre la posible existencia de uno o más vectores de cointegración, teniendo en cuenta que una serie se considera integrada de orden d cuando necesita diferenciarse d veces para obtener un proceso estacionario. Luego de establecer el orden de integración de las series y concluyendo que este es el mismo para la series a considerar en el modelo de cada país, se proseguirá a utilizar la metodología de Johansen & Juselius para corroborar la existencia de vectores de cointegración. Si el modelo involucra *m* variables, pueden existir como máximo *m – 1* vectores de cointegración.

Posteriormente, si el vector de cointegración existe, se decidirá sobre los rezagos a considerar en el modelo a estimar con el criterio de selección del VAR, una vez determinados se proseguirá con dicha estimación a través de un vector de corrección de errores (VEC).

La metodología aquí descrita y a utilizar surgió en razón de un vacío presente en la teoría econométrica respecto a la estimación de modelos que incluyeran variables no estacionarias. "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), y posteriormente implementada por Johansen & Juselius 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[4].

El modelo de cointegración desarrollado por Engel y Granger presenta algunos inconvenientes; por ejemplo, en modelos que consideran más de dos variables, solo es posible estimar un vector de cointegración lo que puede ocasionar pérdida de información relevante. Por otra parte, está el hecho de asumir antes de la estimación que variables se consideran exógenas en el modelo, sólo a la luz de la teoría económica, sin tener un soporte estadístico que lo corrobore.

Con el fin de superar dichos inconvenientes han surgido metodologías fundamentadas en distintas técnicas como es el caso de la desarrollada por Johansen & Juselius. Su test tiene como hipótesis nula que existen como máximo r ecuaciones de cointegración, y como hipótesis alterna existen m ecuaciones de cointegración, siendo r=0, 1, 2,3,...m, el estadístico de prueba es el de traza, que es el estadístico de razón de verosimilitud. $Qr = -2lnQ = -T\sum(1-\lambda i) - \chi^2\ gl$, donde λi= valores propios de la forma cuadrática construidos por Johansen, y los grados de libertad de la χ^2, $gl = 2*(m-r)\hat{}2$, el criterio de decisión es rechazar la hipótesis nula cuando Qr>C, donde c es el valor critico para los correspondientes grados de libertad.

Johansen utiliza en general un modelo del tipo $\Delta y_t = \sum_{i=1}^{t-1} \pi i \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-1} + \beta x_t + \varepsilon_t$ donde X_t es la matriz de variables típicamente exógenas,

[4] Ramoni Perazzi, J.1998, Paridad de Intereses: ¿una alternativa para el cálculo del tipo de cambio de equilibrio en Venezuela?: Revista de economía, p. 165-191.

conformada por los componentes deterministicos y el teorema de representación de Granger descrito anteriormente permite encontrar matrices α_m * r y β_m* r tal que p = α* β'* sea equivalente a π, por lo tanto α* β' γ_{t-1} es el mecanismo de corrección del error. Posteriormente se hace el contraste del número de ecuaciones de contegración, si lleva tendencia o no, e intercepto, y por ultimo se estima el VEC (Vector de Corrección del Error).

Con esta metodología se puede hablar de más de un vector de cointegración, en modelos que incluyan más de dos variables y por otra parte no presenta el problema de determinación de exogeneidad a priori.

Luego de estimar el vector de cointegración se realizarán pruebas de hipótesis de exogeneidad débil y exclusión para analizar la significancía de los parámetros estimados, para esto se utiliza el criterio del t - estadístico de las estimaciones del VEC, analizando la convergencia de sus variables hacia la posición de equilibrio determinada por el modelo de la paridad de interés al descubierto. Y por ultimo se realizará un análisis de los residuales que han sido arrojados por la estimación, en cuanto a homocedasticidad y autocorrelación.

2.2 Condiciones para la validez de PID aplicado con riesgo

Para que PID sea válido se requiere que a partir de las estimaciones de la ecuación $(S_{t-\tau} - S_t) = a + b\,(r_t - r_t^*) + c\varphi_1 + \varepsilon_i$ los parámetros cumplan las siguientes condiciones:

a debe ser aproximadamente 0, intercepto no significativo, evidenciando que no existen variables no incluidas en el modelo que sean relevantes en la determinación de la tasa de cambio, se espera que todos los shock externos sean recogidos por la variable prima por riesgo.

b debe ser aproximadamente 1, relación positiva uno a uno entre la variación de la tasa de cambio esperada y el diferencial de la tasa de interés.

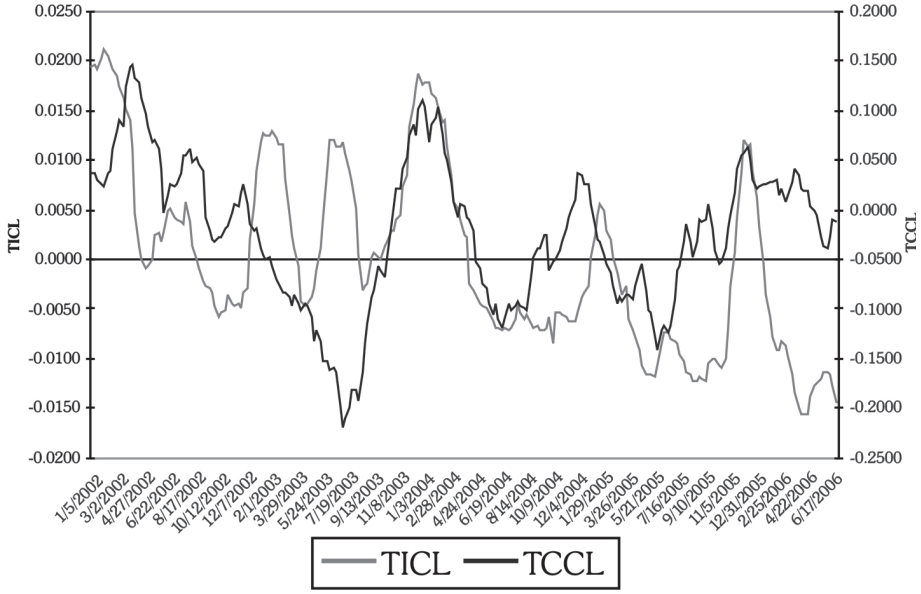
c debe ser aproximadamente -1, relación negativa con la prima por riesgo dado que las inversiones domésticas son más riesgosas que las extranjeras.

3. Análisis Gráfico de las Series

3.1 Chile

Gráfico 1.

Diferencia del logaritmo en la tasa de cambio y el diferencial entre las tasas de interés de Chile y Estados Unidos.



En el gráfico 1 podemos observar como la serie de la diferencia del logaritmo de la tasa de cambio (TCCL), para el periodo comprendido entre el 2002 y el 2006, no muestra un comportamiento estacionario, el periodo de mayor volatilidad de la serie es del 2002 al 2004 que se evidencia en la apreciación continua de la tasa de cambio en el país a partir del 2002 hasta finales del 2003, seguida de una fuerte depreciación hasta mediados del 2004 lo que no estaba favoreciendo a los ingresos de los exportadores del país y por lo tanto afectaba la balanza comercial. En el 2003 la situación es diferente y el tipo de cambio se comienza a depreciar significativamente, transmitiéndose en ganancias de competitividad dado que no afecto en ningún momento la inflación objetivo que se tenía para ese año, pero no se debe dejar de lado el fuerte impacto que tuvo sobre los importadores del país.

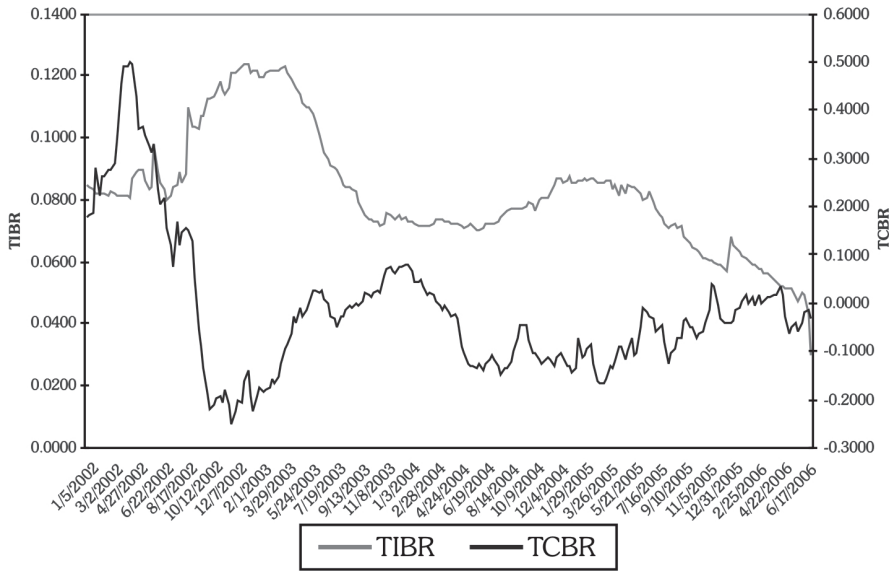
A partir del 2003 muchos analistas se empezaron a preocupar por el tema de competitividad a nivel internacional de la actividad comercial del país y por esto el tipo cambio se volvió tema de gran interés como medida de competitividad a nivel

internacional, esto se evidencia en el grafico 1 donde a partir del 2004 hasta el 2006 la tasa de cambio presenta fluctuaciones más suaves como resultado de la mayor atención que se le ha prestado, aumentando la estabilidad cambiaria del país.

La serie que representa el diferencial de tasa de interés de Estados Unido y Chile (TICL), presenta también alta volatilidad. Este comportamiento puede ser a causa de la inestabilidad de las variables macroeconómicas características de Chile. Se puede concluir según el comportamiento del diferencial de tasas de interés de Chile y Estados Unidos que estas dos tasas de interés en general siguen un comportamiento similar con una tendencia relacionada que puede ser el resultado de la baja volatilidad que presentan las inversiones en Estados Unidos, debido a la estabilidad que maneja en sus variables macroeconómicas. Por el contrario, en Chile se puede observar una fuerte volatilidad con fuertes caídas sobretodo en el 2002, donde se da según información histórica del Banco Central de Chile una fuerte expansión de la política monetaria en busca de cumplir el objetivo de inflación, esta alta volatilidad se hace mas evidente en el año 2006 donde las tasas vuelven a repuntar al alza.

3.2 Brasil

Gráfico 2.
Diferencia del logaritmo en la tasa de cambio y el diferencial entre las tasas de interés de Brasil y Estados Unidos.



En el gráfico 2 podemos observar como la serie que representa la diferencia del logaritmo de la tasa de cambio (TCBR) para el periodo comprendido entre el 2002 y el 2006, no muestra un comportamiento estacionario, lo que significa que para este periodo de análisis su media y su varianza no ha tenido un comportamiento constante. A principios del 2002, el real experimentó una fuerte depreciación, el país atravesaba por una crisis de confianza, la inflación aumentó a niveles de dos dígitos en especial al final del año. El mismo año, el Presidente Luis Ignacio Lula asciende al poder y establece políticas de corte ortodoxo que junto a una política monetaria de metas de inflación llevo a un cambio de tendencia del real en la segunda mitad del 2002. En 2003 después de la estabilización, la moneda presenta una depreciación moderada que estuvo acompañada de un excelente comportamiento de las exportaciones.

En los años siguientes la serie no presenta grandes saltos, el país gozó de estabilidad cambiaria, la mejora en la situación del país permitió el aumento de la inversión extranjera y saldos positivos en la balanza de pagos, el contrapeso que frenó la apreciación en 2002 vino de la recuperación de la demanda interna que provocó un aumento en las importaciones.

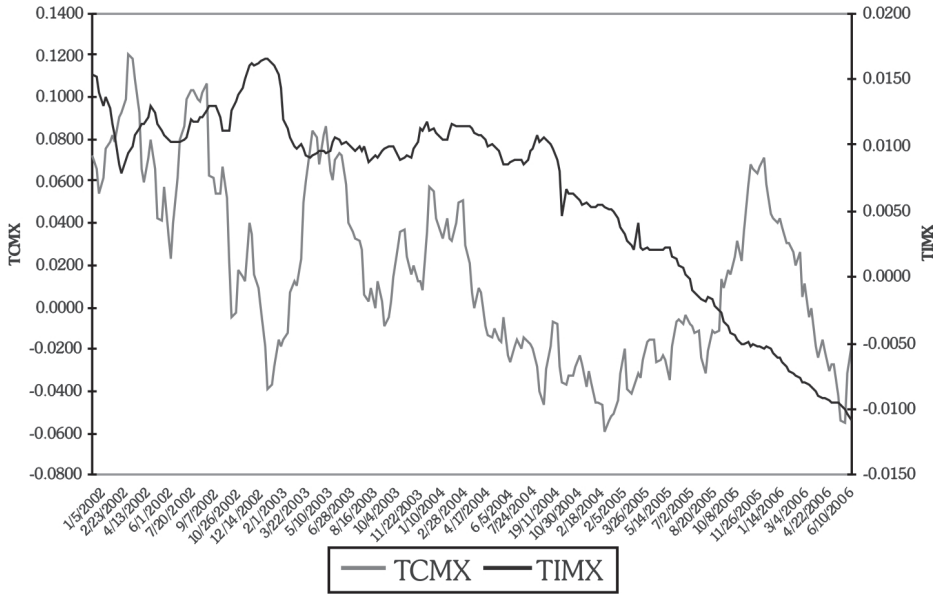
La serie que representa el diferencial de tasa de interés de Estados Unido y Brasil (TIBR) es volátil, especialmente entre los años 2002 y 2003. Esta volatilidad se debe a la diferencia en tendencia que presentan las dos series, por lo que al ser diferenciadas la tasa de interés de Estados Unidos por ser menos volátil no alcanza a contrarrestar la volatilidad de la tasa de interés de Brasil. Al final del periodo se observa una caída, el diferencial se reduce impulsado por ambos países, una disminución de tasas de interés en Brasil y un aumento en las de Estados Unidos.

El comportamiento al alza de la tasa de interés del Brasil entre el 2002 y el 2003, se debió a la crisis de confianza que se presentó en estos años, las inversiones extranjeras registraron una vertiginosa caída y las tasas de interés del país latinoamericano se ubicaron en niveles muy altos. Posteriormente, con las políticas restrictivas, la estabilización de la inflación, la entrada de capitales y una significativa mejora en la calificación del riesgo, las tasas de interés se estabilizaron y a partir del 2005 registran una tendencia decreciente.

3.3 México

Gráfico 3:

Diferencia del logaritmo en la tasa de cambio y el diferencial entre las tasas de interés de México y Estados Unidos



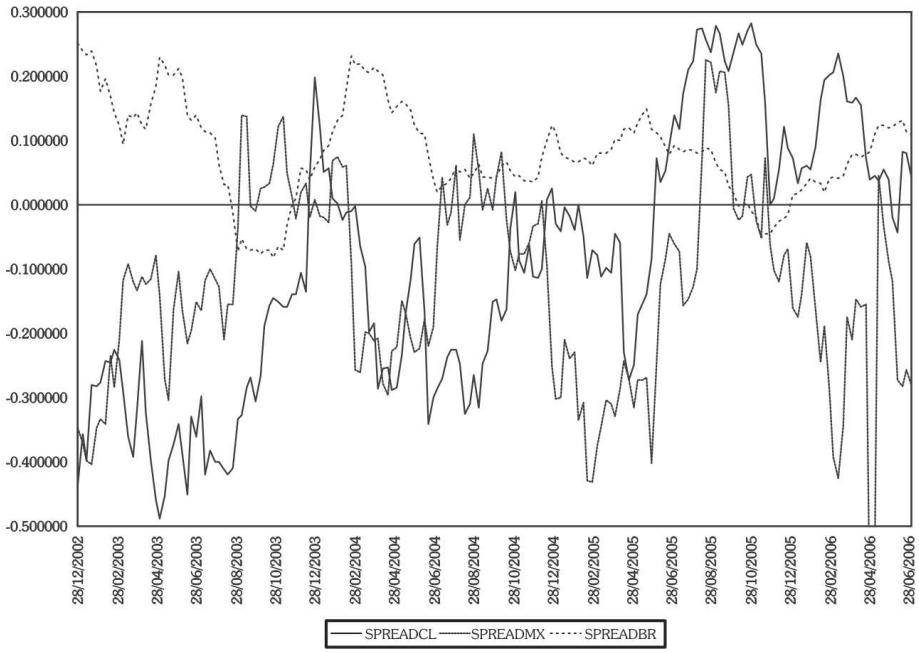
En el gráfico 3 observamos como la seria de la diferencia del logaritmo de la tasa de cambio (TCMX) para el periodo comprendido entre el 2002 y el 2006, muestra un comportamiento muy volátil con un trazo muy irregular. A pesar de la gran volatilidad se observa hasta el 2005 una tendencia a la apreciación, el aumento de los créditos en Estados Unidos provocó un aumento en la tasa de interés doméstica, lo que hizo más atractivos los bonos denominados en pesos mexicanos fortaleciendo el tipo de cambio. Adicionalmente esta variable se vio favorecida por que la actividad comercial se mantuvo estable, consolidando su recuperación, las cuentas externas estuvieron libres de presiones pues los flujos de inversión extranjera directa financiaron el déficit de la cuenta corriente, además las reservas internacionales durante este período alcanzaron máximos históricos. A finales del 2005 la tasa de cambio muestra un cambio de tendencia a la depreciación, pero en 2006 vuelve a su tendencia de apreciación.

En cuanto a la serie que representa el diferencial de tasa de interés de Estados Unido y México (TIMX) no presenta un comportamiento estable aunque está acompañado de pequeñas fluctuaciones, dado que la determinación de la tasa de interés en México está muy ligada a las decisiones que tome la FED en Estados Unidos. En general la serie presenta una tendencia decreciente, aunque en el país latinoamericano las tasas de interés aumentaron este efecto se contrarrestó en el diferencial por una subida de esta variable en Estados Unidos, debido a la necesidad de controlar la inflación.

3.4 Prima por riesgo

Gráfico 4:

Variación de la Prima por riesgo de Chile, Brasil y México



La variación de la prima por riesgo para Chile se puede observar en el gráfico 4 como una serie no estacionaria, especialmente en varianza dado su trazo irregular. Al lo largo del 2002 la volatilidad del riesgo soberano ha sido muy notoria, pues a partir de este año empieza a caer el alto riesgo registrado durante el 2001 a causa de lo riesgosas de las inversiones en el

país, a razón de la falta de confianza en inversiones por la que atravesaba la región latinoamericana. Sin embargo, a finales del 2002 la prima por riesgo cambio su inclinación, por ejemplo se reporta en diciembre que la prima por riesgo había caído hasta 70 puntos básicos respecto al año anterior, según informes del Banco Central. La serie presenta un comportamiento menos volátil en media sobretodo a partir del 2003 debido al momento de estabilidad económica y política del país y la región.

En la serie de la prima por riesgo de Brasil se puede observar con mayor claridad la crisis de confianza que el país experimentó en el 2002 y que duró hasta el 2003, la prima por riesgo presentó grandes fluctuaciones. Después de una estrategia de estabilidad aplicada por el gobierno en 2002, la situación externa cambió, entraron capitales en las categorías de inversiones directas y de cartera, lo que junto a los acuerdos con el FMI facilitó que Brasil mejorara su calificación en las agencias de rating, pasando de B a B+, así logró cumplir con todos sus compromisos financieros internacionales y mejoró sus indicadores de liquidez y solvencia, por estas razones en los años subsiguientes la serie no presenta mayores fluctuaciones.

La serie de la prima por riesgo de México podemos observar una serie muy volátil en varianza por su trazo irregular. En media se presenta siempre fluctuando alrededor de un mismo valor pero con variaciones significativas, la serie es más estable a partir del 2003, en general los valores de riesgo país son bajos, en este período México fue uno de los países latinoamericanos menos riesgosos, el mercado financiero se mantuvo fuerte en especial al final del período (2005-2006), como resultado de las expectativas económicas favorables y la certidumbre acerca del rumbo futuro del país causando afluencia de capitales.

Las series de tiempo de la variación de la tasa de cambio y los diferenciales en las tasas de interés, parecen ser independientes, además se puede observar gráficamente que las series son no estacionarias, por esto se puede suponer que existe un vector de cointegración para las diferentes relaciones entre la depreciación de la tasa de cambio y los diferenciales en las tasas de interés en cada uno de los tres países a estudiar, considerando dentro del análisis la prima por riesgo que los agentes enfrentan en cada país. Sin embargo es necesario hacer test estadísticos que permitan concluir sobre la estacionariedad o no de estas series, además de la existencia de cointegración.

4 Resultados y Análisis

4.1 Análisis de estacionariedad de las series

Hipótesis:

H_0: La variable es integrada de orden uno y por lo tanto no estacionaria

H_1: La variable es estacionaria

Ecuación:

$$\Delta y_t = y\gamma_{t-1} + \Sigma \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Criterio de decisión: La región de rechazo al 1% para no estacionariedad para el procedimiento de Dolado (Dickey Fuller) y el test Phillips Perron, sin considerar el intercepto ni la tendencia (ya que nunca resultaron ser significativos), considerando el número de rezagos significativos en cada serie que por lo general fue 1 rezago. Es importante aclarar que antes se probó que las series presentaban tendencia estocástica.

En los anexos 1, 2,3, se observa para Chile, Brasil y México respectivamente según procedimiento de Dolado y test de Phillips Perron que todas las series a considerar en el modelo son integradas de orden uno sin considerar tendencia ni intercepto. El criterio de decisión fue el t – estadístico, por ejemplo (ver anexo1) para la depreciación de la tasa de cambio de Chile el valor de de t-estadístico Dickey Fuller fue |-1.867001| y el Phillips Perron |-1.458558| mientras el valor critico fue |-2.577590|, siendo en ambos casos el t- estadístico menor, así no hay evidencia para rechazar la hipótesis nula (la serie es no estacionaria), igual análisis se realizó para la tasa de interés y la prima por riesgo; para Brasil los resultados fueron similares para la depreciación de la tasa de cambio el valor

del t-estadístico Dickey Fuller fue |-2.577057| y para Phillips Perron fue |-2.478208|, y el valor critico fue |-2.577590|, siendo mayor en ambos casos, así no se rechaza la hipótesis nula (la serie no es estacionaria), un análisis paralelo se realizó para la tasa de interés y la prima por riesgo de Brasil como se puede observar en el anexo 2; en las series de la economía de México por ejemplo para la tasa de interés el valor del de t-estadístico Dickey Fuller fue |-1.298308| y el Philips Perron |-1.239115| ,siendo estos menores que el valor crítico rechazando la hipótesis nula (la serie no es estacionaria), el mismo estudio se hizo para la depreciación de la tasa de cambio y la prima por riesgo de México como se puede observar en el anexo 3.

Posteriormente se realiza el análisis considerando las series con la primera diferencia, para las series depreciación de tasa de cambio, diferencial de tasas de interés y prima por riesgo de los tres países objeto de estudio, con el fin de observar si las series son integrada de orden dos, se encuentra que estas transformaciones ya son estacionaria como puede observarse en los respectivos anexos (1,2,3), por lo tanto podemos concluir que las series de estudio para el caso de Chile, Brasil y México son integradas de orden uno, porque al transformarlas diferenciándolas una vez ya son series que presentan un comportamiento estacionario.

4.2 Estimación de vector de cointegración y análisis

Luego de establecer el orden de integración de las variables a considerar para cada país, se prosiguió a establecer el número de rezagos a considerar en la estimación del VEC, a través del criterio de rezagos del VAR, se utilizo $n-1$ rezagos en el VEC, para Chile el estudio se realizó con 1 rezago (Ver Anexo 4), para Brasil con 5 (Ver Anexo 5) y para México con 2 (Ver Anexo 6). Posteriormente se encontró el número de vectores de cointegración que se podían estimar para el modelo y en los tres casos se concluyó que sólo existe uno. (Ver Anexos 7,8 y 9).

Tabla 1.
Resultados de la estimación.
$(S_{t+\tau} - S_t) = a + b(r_t - r_t^*) + c\varphi_1 + \varepsilon_t$

País	Estimación de a	Estimación de b	Estimación de c
Chile	–	6.488159 (3.91345)	0.401877 (6.18854)
Brasil	–	1.751779 (2.75313)	-2.377159 (-5.324110)
México	–	0.691847 (1.54769)	0.220516 (3.18850)

Nota 1: El valor en paréntesis bajo el parámetro estimado es el t-Statistic. Para comprobar exclusión y exogeneidad el valor crítico según la tabla t con un nivel de confianza del 10% es 1.282.

Nota 2: Los valores presentados en la tabla 1, fueron extraídos de los anexos 10, 11,12.

En la tabla 1 se puede observar que *a* no se considero para la estimación en ningún caso, ya que no resultó ser significativo para el vector de cointegración, *b* toma un valor positivo mostrando que a un mayor diferencial de tasas de interés se espera una depreciación futura de la tasa de cambio, del peso chileno, del real y del peso mexicano frente al dólar.

Para la economía de Chile, Brasil y México, el parámetro estimado *b* tuvo el signo acorde con la teoría, sin embargo, en Chile y Brasil este parámetro fue muy alejado de uno, posiblemente ante un aumento del diferencial de las tasas de interés el impacto sobre la depreciación de la tasa de cambio es muy fuerte. Mientras que para el caso de México el valor que toma *b* es muy cercano a uno evidenciando empíricamente lo que plantea la teoría de PID.

c siempre fue diferente de 0, con signo negativo para Brasil reflejando el mayor riesgo de las inversiones en este país. Para Chile y México el parámetro estimado *c* toma un valor cercano a cero, con signo positivo, contrario a lo esperado teóricamente. Una posible explicación

para el signo positivo de la prima por riesgo en Chile y México es que se está trabajando con variaciones y no con valores absolutos, así en el período de estudio los movimientos se presentaron en su mayoría por disminuciones en el riesgo en las economías latinoamericanas evidenciándose en mayor medida que en Estados Unidos.

En general los signos de la estimación para Brasil fueron los esperados según el modelo de la Paridad de Interés al Descubierto, lo que lleva a concluir que el diferencial de tasas de interés y la prima por riesgo son buenos determinantes de la variación de la tasa de cambio esperada. Para el caso del signo de la prima por riesgo de Chile no coincidió con lo esperado y el parámetro *b* no fue cercano a uno, lo que lleva a pensar que para esta economía el diferencial de tasas de interés y la prima por riesgo no fueron variables relevantes para determinar de la tasa de cambio, en el período estudiado. En cambio para México aunque la prima por riesgo no tuvo el signo acorde, el diferencial de tasas de interés presento un valor cercano a uno, lo que muestra que este diferencial es un buen determinante de la depreciación de la tasa de cambio.

Estas diferencias observadas entre la teoría y las estimaciones en Chile y México no nos llevan a desechar la teoría PID, dado que factores como las expectativas racionales, la perfecta movilidad de capitales, la simetría de la información no se cumple en estas economías latinoamericanas, presentando fallas de mercado.

Las variables depreciación de la tasa de cambio, el diferencial de tasas de interés y variación de la prima por riesgo son variables endógenas (Ver anexos 10, 11, 12 para Chile, Brasil y México respectivamente) según las pruebas de velocidad de ajuste que corresponden a un t-estadístico mayor a |1.282|, de lo que concluimos que el modelo converge a su posición de equilibrio en el largo plazo a una corrección semanal del 2.6% para Brasil, del 3.2% para Chile y para México del 5.8%.

Respecto a la exclusión, en la tabla 1 observamos el t-estadístico de la estimación para las variables diferencial de tasas de interés y prima por riego, en todos los casos fue mayor al valor critico de decisión, |1.282|, lo que nos lleva a rechazar la hipótesis nula de posibles estimadores

iguales a cero, y por lo tanto podemos concluir que el diferencial de tasas de interés y la prima por riesgo son variables significativas para el modelo, es decir, el modelo esta bien planteado.

Por ultimo, analizando los residuales de las estimaciones de los tres países se observa que cumplen con las condiciones de homocedasticidad y no autocorrelación, de lo que podemos inferir un buen comportamiento de éstos y una estimación consistente y eficiente. (Ver anexos 13 para Chile, 14 para Brasil, 15 para México).

Conclusiones

Los tres países objeto de estudio tienen una historia cambiaria común, primero un tipo de cambio totalmente rígido, posteriormente se estableció el régimen de devaluación gota a gota, a continuación llegaron las bandas cambiarias; finalmente, cuando para las autoridades monetarias fue imposible mantener la tasa de cambio dentro de un rango se decidió dejarla flotar libremente. Por lo tanto para estos países y bajo el periodo estudiado (2003-2006) se esperaría que los agentes estuvieran totalmente adaptados a este régimen.

Se debe destacar que las variables para Chile, Brasil y México resultaron no estacionarias y con el mismo orden de integración (de orden 1), en el análisis tanto grafico como formal a través del procedimiento de Dolado y el test Phillips Perron, lo que permitió aplicar métodos diferentes de estimación a los tradicionales evitando resultados espurios.

Se ha presentado en este artículo un intento por determinar los factores que explican el comportamiento de la tasa de cambio a través del modelo de la paridad de interés al descubierto. Con la ayuda del test de Johansen & Juselius se determinó que las variaciones en la tasa de cambio son determinadas por la diferencia de rendimientos de los depósitos en moneda local y en dólares para la economía de Chile, Brasil y México y el mayor riesgo que implican las inversiones en los países latinoamericanos.

Para el período estudiado, puede concluirse que existe una relación de equilibrio de largo plazo, entre la tasa de cambio y los diferenciales de las tasas de interés, relación positiva, lo que permite verificar la vigencia de

la tesis del modelo PID en Chile, Brasil y México. Respecto a la prima por riesgo, esta tuvo el signo esperado (-) en el caso de Brasil mientras que para Chile y México fue positivo, lo que no es consistente con la teoría del modelo PID respecto a la prima por riesgo, pero posiblemente fue a causa de que se está trabajando con variaciones y no con valores absolutos

Es importante resaltar que el estudio no puede pasar por alto el inconveniente en la búsqueda de buena información acerca de las series económicas y financieras de las diferentes economías latinoamericanas, dada la limitación de información que existe y la falta de la misma y que por ende restringen los estudios de teorías económicas planteadas en busca de ser demostradas en la realidad.

En el largo plazo bajo un tipo de cambio flexible, la hipótesis que propone el modelo PID con respecto del diferencial de las tasas de interés como determinante de la tasa de cambio se cumplió de acuerdo al signo para Brasil, Chile y en mejor proporción para México, por lo tanto retomar el estudio hecho por Rowland de la economía colombiana en 1998 para otras economías, llevó a replantear el modelo PID como una herramienta valiosa para Latinoamérica que debe seguirse estudiando dada la importancia de la tasa de cambio y el conocimiento de sus determinantes en países en desarrollo que buscan ser economías competitivas en el mundo globalizado actual.

Bibliografía

CHABOUD, Alain y WRIGTH, Jonathan. Uncovered Interest Parity: It works, but not for long. FRB International Finance Discussion Paper, N° 752 (Mayo 2003).

DE GREGORIO, José; TOKMAN, Andrea y VALDÉS, Rodrigo. Tipo de Cambio Flexible con Metas de Inflación en Chile: Experiencia y Temas de Interés. En: Documentos de política económica, Nº 14. Banco Central de Chile. Santiago de Chile. (Agosto, 2005).

ENGEL, Charles. The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. En: Journal of Empirical Finance, N° 3 (1996), p.123-192.

ENGLE, Robert F. y GRANGER, Clive W.J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. En: Econométrica, Nº 55 (1987), p. 251 - 276.

FAMA, Eugene. Forward and Spot Exchange Rates. En: Journal of Monetary Economics, N° 14 (1984), p. 319-338.

FROOT, Kenneth y THALER, Richard. Anomalies: Foreign Exchange. En: Journal of Economic Perspectives, Vol. 4 (1990), p.179-192.

FUJII, E. y CHINN, Menzie. Fin de Siecle Real Interest Parity. En: Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 11 (2001), p.289-308.

GRANDES, Martín y HELMUT, Reisen. Regímenes cambiarios y desempeño macroeconómico en Argentina, Brasil y México. En: Revista de la CEPAL Nº 86. (Agosto, 2004), p. 12,13 y 14.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification, Journal of Econometrics 16, 1981, p. 121—130.

GRANGER, C. W. J. and NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics, Journal of Econometrics 2, 1974, p. 111—120.

JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for UK. En: Journal of Econometrics, Nº 53 (1992), p.169-209.

LEWIS, Karen. Puzzles in International Financial Markets. En: Handbook of International Economics, Vol. 3 (1995).

LYONS, Richard y ROSE, Andrew. Explaining Forward Exchange Bias ...Intraday. En: Journal of Finance, N° 50 (1995), p.1321-1329.

MEREDITH, Guy y CHINN, Menzie. Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity. En: National Bureau of Economic Research Working Paper N° 6797, (Noviembre 1998).

Página Oficial Asociación de bancos e instituciones financieras de Chile. www.abif.cl.

Página Oficial Banco Central de Brasil: www.bcb.gov.br.

Página Oficial Banco Central de Chile: www.bcentral.cl.

Página oficial Banco Central de México: www.banxico.org.mx.

Página Oficial Banco de la Reserva Federal: www.stlouisfed.org.

RAMONI PERAZZI, J. Paridad de intereses: ¿Una alternativa para el cálculo del tipo de cambio de equilibrio en Venezuela? En: Revista de Economía. Bogotá. No. 14. 1998, p. 165-191.

ROWLAND, Peter. Uncovered interest parity and the USD/COP exchange rate. Borradores de Economía Nº 3733. Banco de la República. Bogotá, 2002.

TUGORES QUES, Juan. Economía Internacional e Integración Económica. Ed. 3. Madrid: McGraw Hill, 1997, p. 70-100.

Anexos

Anexo 1.

Resultados análisis de estacionariedad Chile.

Variable	Sin tendencia ni intercepto y un rezago	Primera diferencia	Raíz unitaria
Tasa de Cambio	$\Delta tc6=tc6_t-tc6_{t-1}$	$\Delta^2 tc6=tc6_{t-1}-tc6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-1.867001/<	t-statistic = /-7.846748/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-1.458558/<	t-statistic = /-9.171107>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Tasa de Interés	$\Delta r6=r6_t-r6_{t-1}$	$\Delta^2 r6=r6_{t-1}-r6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.577053/<	t-statistic = /-5.314131/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-1.307224/<	t-statistic = /-6.253478/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Spread	$\Delta\Phi6=\Phi6_t-\Phi6_{t-1}$	$\Delta^2\Phi6=\Phi6_{t-1}-\Phi6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.284355/<	t-statistic = /-10.31803/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.204878/<	t-statistic = /-12.14288/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	

Nota 1: los valores críticos para determinar el orden de integración de las series fueron

arrojados por el paquete econométrico Eviews 5.

Anexo2:

Resultados análisis de estacionariedad Brasil.

Variable	Sin tendencia ni intercepto y un rezago	Primera diferencia	Raíz unitaria
Tasa de Cambio	$\Delta tc6 = tc6_t - tc6_{t-1}$	$\Delta^2 tc6 = tc6_{t-1} - tc6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.577057/<	t-statistic = /-9.863720/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.478208/<	t-statistic = /-11.33944/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Tasa de Interés	$\Delta r6 = r6_t - r6_{t-1}$	$\Delta^2 r6 = r6_{t-1} - r6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.547266/<	t-statistic = /-3.100378/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.571842/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.564892/<	t-statistic = /-8.692884/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Spread	$\Delta\Phi 6 = \Phi 6_t - \Phi 6_{t-1}$	$\Delta^2\Phi 6 = \Phi 6_{t-1} - \Phi 6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ=0	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.367563/<	t-statistic = /-8.005668/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.571842/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.258102/<	t-statistic = /-10.23800/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.571842/	

Nota 1: los valores críticos para determinar el orden de integración de las series

fueron arrojados por el paquete econométrico Eviews 5.

Anexo3.

Resultados análisis de estacionariedad México.

Variable	Dickey Fuller aumentado con un rezago sin tendencia y sin intercepto	Dickey Fuller aumentado para la primera diferencia	Raíz unitaria
Tasa de Cambio	$\Delta tc6 = tc6_t - tc6_{t-1}$	$\Delta^2 tc6 = tc6_{t-1} - tc6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ**=0**	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.2503285/<	t-statistic = /-9.548804/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.164160/<	t-statistic = /-10.72111/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Tasa de Interés	$\Delta r6 = r6_t - r6_{t-1}$	$\Delta^2 r6 = r6_{t-1} - r6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ**=0**	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-1.298308/<	t-statistic = /-10.75219/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-1.239115/<	t-statistic = /-18.13279/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
Spread	$\Delta\Phi 6 = \Phi 6_t - \Phi 6_{t-1}$	$\Delta^2\Phi 6 = \Phi 6_{t-1} - \Phi 6_{t-2}$	Serie Integrada de orden 1
γ**=0**	**Dickey Fuller aumentado**		
	t-statistic = /-2.397078/>	t-statistic = /-9.790832/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	
	Phillips Perron		
	t-statistic = /-2.539931/<	t-statistic = /-13.50914/>	
	Valor crítico = /-2.577590/	Valor crítico = /-2.577590/	

Nota 1: los valores críticos para determinar el orden de integración de las series

fueron arrojados por el paquete econométrico Eviews 5.

Anexo 4:

Criterio de decisión de rezagos a considerar en el VEC para Chile.

Criterio de selección de rezagos VAR
Variables endógenas: TCCL TICL SPREADCL
Variables exógenas: C

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	942.0491	NA	7.41E-09	-10.20706	-10.15464	-10.18581
1	1708.697	1499.963	1.96E-12	-18.44236	-18.23269	-18.35738
2	1784.438	145.7191	9.51E-13*	-19.16780*	-18.80088*	-19.01909*
3	1791.182	12.75534	9.75E-13	-19.14329	-18.61911	-18.93083
4	1799.012	14.55328	9.88E-13	-19.13057	-18.44914	-18.85438
5	1805.399	11.66271	1.02E-12	-19.10216	-18.26348	-18.76223
6	1806.499	1.972753	1.11E-12	-19.01629	-18.02036	-18.61263
7	1813.470	12.27577	1.13E-12	-18.99424	-17.84106	-18.52684

* Indica el número de rezagos seleccionado por el criterio
LR: modificación secuencial test estadístico LR (testeados al 5%)
FPE: Error final de predicción
AIC: Criterio de información Akaike
SC: Criterio de información Schwarz
HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Anexo 5:
Criterio de decisión rezagos a considerar en el VEC para Brasil.

Criterio de selección de rezagos VAR
Variables endógenas: TCBR TIBR SPREADBR
Variables exógenas: C

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	960.5146	NA	6.06E-09	-10.40777	-10.35535	-10.38652
1	1853.647	1747.432	4.06E-13	-20.01790	-19.80823*	-19.93292*
2	1868.090	27.78765	3.83E-13	-20.07706	-19.71014	-19.92835
3	1871.842	7.096800	4.06E-13	-20.02002	-19.49585	-19.80757
4	1880.571	16.22463	4.07E-13	-20.01708	-19.33565	-19.74089
5	1887.183	12.07433	4.18E-13	-19.99112	-19.15245	-19.65120
6	1905.611	33.05010*	3.78E-13*	-20.09360*	-19.09767	-19.68994
7	1914.348	15.34835	3.79E-13	-20.09074	-18.93756	-19.62334

* Indica el número de rezagos seleccionado por el criterio
LR: modificación secuencial test estadístico LR (testeados al 5%)
FPE: Error final de predicción
AIC: Criterio de información Akaike
SC: Criterio de información Schwarz
HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Anexo 6

Criterio de decisión de rezagos a considerar en el VEC para México.

Criterio de selección de rezagos VAR
Variables endógenas: TCMX TIMX SPREADMX
Variables exógenas: C

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1086.087	NA	1.55E-09	-11.77268	-11.72027	-11.75144
1	1772.544	1343.068	9.81E-13	-19.13634	-18.92667*	-19.05136*
2	1782.637	19.41899	9.70E-13	-19.14823	-18.78131	-18.99951
3	1973.053	19.69984*	9.55E-13*	-19.16362*	-18.63945	-18.95117
4	1978.480	10.08695	9.93E-13	-19.12478	-18.44336	-18.84859
5	1803.943	9.975987	1.03E-12	-19.08634	-18.24766	-18.74641
6	1808.795	8.701898	1.08E-12	-19.04125	-18.04532	-18.63759
7	1812.605	6.709275	1.15E-12	-18.98484	-17.83166	-18.51744

* Indica el número de rezagos seleccionado por el criterio
LR: modificación secuencial test estadístico LR (testeados al 5%)
FPE: Error final de predicción
AIC: Criterio de información Akaike
SC: Criterio de información Schwarz
HQ: Criterio de información Hannan-Quinn

Anexo 7.

Selección vector de cointegración para Chile.

Series: TCCL TICL SPREADCL					
Intervalo de rezagos: 1 a 1					
Tendencia de los datos:	Ninguna	Ninguna	Linear	Linear	Cuadrática
Tipo de Test	No intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	1	0	0	1	3
Max-Eig	1	0	0	0	0

Nota: Selección (nivel de confianza 0.05*) número de relaciones de cointegración por modelo.

Anexo 8.
Selección vector de cointegración para Brasil.

Series: TCBR TIBR SPREADBR					
Intervalo de rezagos: 1 a 5					
Tendencia de los datos:	Ninguna	Ninguna	Linear	Linear	Cuadrática
Tipo de Test	No intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

Nota: Selección (nivel de confianza 0.05*) número de relaciones de cointegración por modelo

Anexo 9.
Selección vector de cointegración para México.

Series: TCMX TIMX SPREADMX					
Intervalo de rezagos: 1 a 2					
Tendencia de los datos:	Ninguna	Ninguna	Linear	Linear	Cuadrática
Tipo de Test	No intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto No tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	1	1	1	1	3
Max-Eig	1	1	0	0	0

Nota: Selección (nivel de confianza 0.05*) número de relaciones de cointegración por modelo

Anexo 10.

Estimación del vector de corrección de errores (VEC) para Chile.

Ecuación de cointegración	CointEc1		
TCCL (-1)	1.000000		
TICL(-1)	-6.488159		
	(1.657791)		
	[-3.91345]		
SPREADCL (-1)	-0.401877		
	(0.06494		
	[-6.18854]		
Corrección de error	**D(TCCL)**	**D(TICL)**	**D(SPREADCL)**
CointEc1	-0.031652	0.003717	0.187601
	(0.01632)	(0.00153)	(0.06504)
	[-1.93970]	[2.42199]	[2.88422]

Error estándar entre ( ) y t-estadístico en [ ]

Anexo 11.

Estimación del vector de corrección de errores (VEC) para Brasil.

Ecuación de cointegración	CointEc1		
TCBR (-1)	1.000000		
TIBR(-1)	-1.751779		
	(0.63629)		
	[-2.75313]		
SPREADBR (-1)	2.377159		
	(0.44649)		
	[5.32411]		
Corrección de error	**D(TCBR)**	**D(TIBR)**	**D(SPREADBR)**
CointEc1	-0.026038	-0.002763	-0.027824
	(0.00972)	(0.00092)	(0.00840)
	[-2.67825]	[-2.99290]	[-3.31246]

Error estándar entre ( ) y t-estadístico en [ ]

Anexo 12.
Estimación del vector de corrección de errores (VEC) para México.

Ecuación de cointegración	CointEc1		
TCMX (-1)	1.000000		
TIMX(-1)	-0.691847		
	(0.44702)		
	[-1.54769]		
SPREADMX (-1)	-0.220516		
	(0.06916)		
	[-3.18850]		
Corrección de error	**D(TCMX)**	**D(TIMX)**	**D(SPREADMX)**
CointEc1	-0.057755	-0.002700	0.239224
	(0.01603)	(0.00210)	(0.13685)
	[-3.60366]	[-1.28559]	[1.74810]

Error estándar entre ( ) y t-estadístico en [ ]

Anexo 13:
Test de correlación serial y heterocedasticidad de los residuales del VEC para Chile.

Hipótesis nula: no correlación serial		
Rezago	**Estadístico LM**	**Probabilidad**
1	9.720003	0.3736
2	8.795068	0.4564
3	8.813858	0.4546
4	9.393049	0.4018
5	6.862985	0.6514
6	14.52705	0.1048
7	14.17142	0.1164
8	10.39048	0.3198
Probabilidades de Chi-cuadrado con 9 gl.		

Hipótesis nula: homocedasticidad		
Partes del test Observaciones: 184		
Chi-cuadrado	**Grados de libertad**	**Probabilidad**
52.257333	48	0.1768

Anexo 14.

Test de correlación serial y heterocedasticidad de los residuales del VEC para Brasil.

Hipótesis nula: no correlación serial		
Rezago	**Estadístico LM**	**Probabilidad**
1	8.373380	0.4970
2	13.07031	0.1595
3	16.22448	0.0623
4	11.91040	0.2184
5	19.04523	0.0248
6	11.08591	0.2699
7	12.34774	0.1944
8	5.269205	0.8102
Probabilidades de Chi-cuadrado con 9 gl.		

Hipótesis nula: homocedasticidad Partes del test:		
Observaciones: 184		
Chi-cuadrado	**Grados de libertad**	**Probabilidad**
174.8303	192	0.8077192

Anexo 15.

Test de correlación serial y heterocedasticidad de los residuales del VEC para México.

Hipótesis nula: no correlación serial		
Rezago	**Estadístico LM**	**Probabilidad**
1	4.724566	0.8575
2	14.22883	0.1144
3	12.70299	0.1765
4	10.77241	0.2916
5	9.964119	0.3534
6	4.442595	0.8799
7	8.895452	0.4470
8	14.60824	0.1023
Probabilidades de Chi-cuadrado con 9 gl.		

Hipótesis nula: whomocedasticidad		
Partes del test Observaciones: 184		
Chi-cuadrado	**Grados de libertad**	**Probabilidad**
97.68310	84	0.145984