ARTÍCULOS

EL TIPO DE CAMBIO REAL: TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA UTILIZANDO LA PRUEBA DE RAZÓN DE VARIANZAS*

Sylvia B. Guillermo Peón**

Fecha de recepción: 24 de mayo de 2002. Fecha de autorización: 3 de marzo de 2003.

Resumen

El objetivo de este trabajo es el análisis del tipo de cambio real (TCR). La primera parte del ensayo presenta un análisis teórico del concepto, significado económico y forma apropiada de medirlo, y una discusión teórica del porqué no debe considerarse como una variable con media constante a lo largo del tiempo. Todo esto equivale a explicar por qué la teoría de la paridad del poder de compra (PPP) no proporciona una visión completa y adecuada de los eventos económicos que ocurren en la realidad.

La segunda parte presenta evidencia empírica que proporciona soporte a la hipótesis de no estacionariedad *del tipo de cambio real y la metodología utilizada para la prueba de hipótesis, es la denominada prueba de razón de varianzas (VRT, por sus siglas en inglés). Los resultados de la prueba aplicada a datos de México y otros 26 países, en general, muestran evidencia de un comportamiento no estacionario para esta variable.*

Palabras clave: tipo de cambio real, prueba de razón de varianzas, paridad de poder de compra.

Abstract

The objective of this research study is an analysis of the real exchange rate. The first part of the article presents a theoretical analysis of the concept of the real exchange rate, its economic significance, and the appropriate way to measure it, as well as a theoretical discussion on why it should not be considered as a variable having a constant mean across time. All of this is equivalent to explaining why the theory of purchasing power parity (PPP) fails to provide a complete, adequate vision of the economic events that occur in reality.

The second part of the article presents empirical evidence that provides support for the hypothesis of the non-stationary real exchange rate. The methodology used for testing the hypothesis is what is referred to as the variance rate technology (VRT). In general, the results from the test applied to data from Mexico and 26 other countries demonstrate evidence of the non-stationary behavior of this variable.

Key Words: real exchange rate, variance rate technology, purchasing power parity.

* La autora agradece el valioso apoyo brindado por el profesor Arnold C. Harberger de la Universidad de California, en Los Ángeles, así como también agradece a los profesores Carlos Vegh y Mark Dwyer por su importante asesoría durante el desarrollo del presente trabajo de investigación.

** Doctora en economía por la Universidad de California, en Los Ángeles. Correo electrónico: sguiler@eco.buap.mx

Résumé

Le objectif de cet article de recherche c'est l'analyse du taux de change réel. La première partie du essai présente une analyse théorique du concept, de sa signification économique et de la forme appropriée pour évaluer le taux de change réel. Cette partie présente aussi une discussion théorique de la raison pour laquelle cette variante ne dois pas été jugée comme une variante avec une moyenne constante dans le temps, ce qui est équivalent à expliquer pour quoi la théorie de la parité de pouvoir d'achat (PPP) ne proportionne pas une vision complète ni adéquate des evenements économiques qui ont lieu dans le monde réel.

La deuxième partie de l'article présente des preuves empiriques qui soutien l'hypothèse de la non-stationnarité du taux de change réel et la métodologie qui est utilisée pour vérifier l'hypothèse, c'est la preuve de ratio variances (VRT). Les résultats de la preuve appliquée aux renseignements du Mexique et des autres pays montrent, en général, l'evidence d'un comportement non-stationnaire pour cette variante.

Mots-clefs: Taux de change réel, preuve de ratio variances, parité de pouvoir d'achat.

Resumo

O propósito deste trabalho de investigação é a análise do tipo de câmbio real. A primeira parte do ensaio apresenta uma análise teórica do conceito, significado econômico e maneira apropriada de medir o tipo de câmbio real e uma discussão teórica do porquê não deve considerar-se como uma variável com média constante ao longo do tempo. Tudo isto equivale a explicar porque a teoria da paridade do poder de compra (PPP) não dá uma visão completa e adequada dos eventos econômicos que acontecem na realidade.

A segunda parte apresenta evidência empírica que proporciona apoio para a hipótese de não estacionariedade do tipo de câmbio real e a metodologia utilizada para a prova de hipótese é a denominada prova de razão de variâncias (VRT). Os resultados da prova aplicada a dados do México e de outros 26 paises mostram, em geral, evidências de um comportamento não estacionário para esta variável.

Palavras-chave: tipo de câmbio real, prova de razão de variâncias, paridade de poder de compra.

Introducción

El presente trabajo se enfoca en el estudio del tipo de cambio real (TCR), cuya importancia como variable económica radica en el hecho de ser el precio relativo que determina el equilibrio de la balanza de pagos. En términos generales, puede decirse que el TCR es igual al tipo de cambio nominal corregido (multiplicado) por la razón de un nivel de precios del exterior (un índice de precios mundial) a un nivel de precios doméstico. Cuando nos preguntamos qué es el TCR, en cierto sentido estamos preguntándonos también cuántas canastas de bienes y servicios domésticos tendremos que dar a cambio para obtener una canasta representativa de bienes internacionales. En otras palabras, el TCR es el precio real doméstico de una unidad real de moneda extranjera. En particular, el presente trabajo se enfoca en el análisis del comportamiento en el tiempo del TCR, además de presentar una discusión teórica de por qué éste *no* debe considerarse como una variable con media constante a través del tiempo (es decir, no debe considerarse como una variable estacionaria), lo cual es equivalente a analizar por qué la teoría de la paridad de poder de compra (conocida como PPP por sus siglas en inglés) *no* proporciona una explicación completa y acertada de los eventos que ocurren en la realidad. Si se considera que el TCR es el precio que equilibra la oferta y demanda reales de moneda extranjera, entonces se establece que cualquier fuerza que afecte este mercado en forma permanente (temporal) afectará de igual modo al tipo de cambio real. En este sentido, puede decirse que, cuando el tipo de cambio real de equilibrio no cambia con el tiempo, la teoría PPP se cumple. Sin embargo, el hecho de que exista de una tendencia en el tiempo (ya sea determinística o estocástica) en el comportamiento del TCR es evidencia de que la teoría PPP no se cumple.

La pregunta relacionada con que el TCR se comporte o no de acuerdo con la teoría PPP tiene implicaciones muy importantes para el análisis del *desalineamiento* del TCR, ya que, si en realidad esta variable se comporta como la teoría PPP sugiere, cualquier desviación importante de su nivel de equilibrio (nivel PPP) implicaría un mal alineamiento de la variable, lo cual podría significar también la necesidad de ajustar por medio de una política correctiva. Sin embargo, si en realidad la teoría PPP no es válida, una política que se desarrolla para solucionar un supuesto mal alineamiento de la variable podría resultar en una intervención incorrecta con posibles consecuencias económicas importantes para el país en cuestión.

Para encontrar evidencia acerca del comportamiento del TCR en un espacio de tiempo, desarrollamos una prueba utilizando una definición multilateral de la variable con datos para México y otros 26 países más. Cabe aclarar que, para realizar un estudio acerca del comportamiento del TCR como variable económica, y sobre todo para poder obtener conclusiones generales acerca de cómo debe entenderse el comportamiento de esta variable con el paso del tiempo, el análisis no deberá basarse únicamente en la evidencia proporcionada con los datos de un solo país. Es por esta razón que el presente estudio se realiza con datos para México y otros países. El periodo analizado va de 1957 a 1996, con observaciones trimestrales y anuales. La prueba utilizada es conocida como prueba de razón de varianzas (VRT) y, con relación a los resultados, puede decirse que la muestra utilizada proporciona evidencia en favor de la hipótesis de un comportamiento *no* estacionario del logaritmo natural del TCR. El análisis gráfico y estadístico desarrollado en esta prueba mostró que el componente de caminata aleatoria de las series de tipo de cambio real es muy fuerte en algunos casos, lo que quiere decir que hay una fuerte persistencia de los *shocks* en el largo plazo. Para algunos otros países (ocho), el componente de caminata aleatoria fue relativamente pequeño, lo que significa que los *shocks* serán parcialmente revertidos en el largo plazo e implica a su vez, que no hay razón para creer que la teoría PPP se sostenga.

Concepto e importancia del TCR

En esta sección se analiza el concepto del tipo de cambio real (TCR), su significado económico e importancia como precio real, ya que para poder estudiar su comportamiento en el tiempo es requisito tener una idea clara de cómo debe entenderse esta importante variable económica, y poder así utilizar la definición adecuada de la variable en la realización del trabajo empírico.

Como se ha mencionado, el TCR es el precio real que equilibra la balanza de pagos; en este sentido es, pues, una variable de ajuste clave para cualquier economía. En otras palabras, el tipo de cambio real es el precio que hace que la oferta y demanda reales de moneda extranjera estén en equilibrio. Comenzando con esta definición, fácilmente puede entenderse por qué cualquier situación que afecte la oferta y demanda reales de moneda extranjera también alterará el TCR. Por ejemplo, cuando la tasa de flujos de capital de un país de pronto se incrementa o cuando hay un incremento del precio mundial de un producto de importación relevante para ese país, tendremos una caída del TCR de equilibrio. Por otra parte, los cambios en la demanda de moneda extranjera también pueden traer como consecuencia cambios en el TCR. Como ejemplo, podemos mencionar la liberación de las restricciones a las importaciones de un país en particular. Ésta estimulará una demanda adicional de moneda extranjera que a su vez causará un incremento del TCR.

Los ajustes del TCR dentro de un país se llevan a cabo principalmente de dos formas, las cuales pueden ser entendidas con tan sólo observar la definición algebraica del TCR:

$$e = E\ (P^*/\ Pd)$$

donde:

E es el tipo de cambio nominal,
P^* es el índice de precios normalizado en dólares o deflactor del dólar, el cual debe referirse idealmente al precio mundial de una canasta grande y representativa de bienes comerciables y
P_d es el nivel de precios domésticos (que incluye bienes comerciables y no comerciables) necesario para expresar las unidades de moneda doméstica en términos reales.

Para aquellos países donde el tipo de cambio nominal es flexible (como es el caso de la mayoría de los países hoy en día), el ajuste del TCR principalmente se da a través de movimientos en E, a diferencia de aquellos países que tienen un tipo de cambio nominal fijo, en cuyo caso el ajuste en el TCR toma lugar a través de movimientos en P_d. Esto es, para regímenes de tipo de cambio nominal fijo, los cambios en el TCR de equilibrio trabajarán indirectamente al inducirse la expansión (contracción) monetaria con el consecuente incremento (caída) del nivel de precios interno con relación al nivel de precios de los bienes comerciables. Es muy importante señalar que cuando una economía pequeña y abierta —como la de México, por ejemplo— enfrenta un problema de ajuste, las políticas económicas diseñadas para resolverlo, solamente pueden influir en el tipo de cambio nominal y en el nivel general de precios doméstico. Obviamente México no puede modificar el nivel de precios mundial (P^*), por lo tanto, los movimientos de esta variable definitivamente afectarán el TCR del país. Harberger presenta una definición del TCR que, en mi opinión, resume las características más importantes del TCR: "el tipo de cambio real es el precio real de un dólar real".[1]

Para entender esta frase podemos pensar en la definición del tipo de cambio nominal poniendo como ejemplo el caso de México, donde el tipo de cambio nominal es el precio nominal *en pesos* de una unidad de moneda extranjera (un dólar, por ejemplo). De igual manera, el TCR debe ser el precio real en pesos de una unidad real de moneda extranjera, y desde este punto de vista se reconoce que el valor de una unidad de moneda extranjera (el dólar, por ejemplo) cambia con el tiempo. El concepto de TCR, entendido como el precio real de un dólar real, nos puede ayudar a analizar, sin temor a confusión, cuál debe ser la política correcta a llevar a cabo cuando el tipo de cambio real requiera de un ajuste ante la presencia de un *shock* externo.

TCR bilateral *vs* TCR multilateral

El hecho de que una definición del TCR, en particular, resulte en una variable bilateral o multilateral, dependerá de la definición de P^* que estemos utilizando. Así, desde un enfo-

[1] Esta es la definición de tipo de cambio real dada por Arnold C. Harberger quien, además de tener un gran número de artículos relacionados con el tema, ha trabajado directamente en planes de estabilización económica y política de tipo de cambio real en varios países. Por supuesto existe una gran variedad de definiciones de esta variable, algunas de las cuales pueden consultarse en Guillermo (2000).

que bilateral, P^* puede ser el índice de precios al mayoreo (IPC) de un país en específico, pero desde un enfoque multilateral, P^* típicamente tiene como meta representar un índice de precios del mercado mundial y, en ambos casos, P_d representa el IPC del país en cuestión.

La mayor parte de la literatura empírica, conjuntamente con algunas teorías sobre el TCR, define esta variable como bilateral. Sin embargo, considero que la forma correcta de ver al TCR es como una variable multilateral,[2] o mejor aún, como una variable que se enfoca en lo que ocurre en un país en particular (digamos México) tomando como un hecho lo que está sucediendo en el mundo.[3] La justificación respecto a esta definición se basa en el hecho de que el TCR *puede* ser considerado como un índice del grado de competitividad internacional (aunque no es el papel más importante de la variable) del país en cuestión, pero *no* como un índice de la competitividad de un país determinado con relación a otro. El TCR debe reflejar de qué manera los precios domésticos se adaptan (o están ligados) a los precios de mercados mundiales.

En muchos países el TCR se maneja como una variable de política y es necesario señalar que la autoridad encargada de ésta, simplemente no podría tomar decisiones apropiadas con relación al manejo del TCR cuando se le presenten diferentes tipos de cambio real para el mismo país en cuestión, pues el problema de contar con distintos valores para la toma de decisiones de política comercial y cambiaria podría llevar a conclusiones totalmente diferentes respecto a la forma en que se está llevando a cabo ésta. En particular, es posible que se diera el caso de que el TCR bilateral del país en cuestión pareciera estar sobrevaluado respecto a algún otro país en específico (digamos, por ejemplo, que el de México pareciera estar sobrevaluado con respecto al dólar estadounidense), pero al mismo tiempo pudiera *parecer* subvaluado con respecto a algún otro país (digamos por ejemplo el de México con respecto al peso chileno). Estas dos medidas de la misma variable económica podrían entonces llevarnos fácilmente a conclusiones erróneas acerca de la efectividad de una política económica en el país de análisis. Mejor aún, hablar de diferentes tipos de cambio real de equilibrio para un mismo país únicamente produce confusión.

El TCR de equilibrio

La doctrina tradicional PPP sostiene que el TCR de equilibrio es constante en el tiempo, pero hoy en día, ningún analista económico serio consideraría esta idea. El TCR es una variable real y, por tanto, la afectan fuerzas económicas reales que pueden (y en realidad lo hacen) variar con el tiempo. Cuando hay cambios en las variables que afectan el equilibrio interno y externo de un país, también habrá cambios en el TCR de equilibrio que, de hecho, es una función de variables como tarifas, impuestos a la exportación, tecnología, tasas de

[2] Debe mencionarse aquí que casi todas las pruebas empíricas acerca de la estacionariedad del TCR han sido realizadas utilizando una definición bilateral del TCR, ya que el objetivo de las mencionadas pruebas se enfoca en encontrar una evidencia de que la teoría PPP se cumple. Como se analizará más adelante en las siguientes secciones, podemos decir que no hay evidencia de que la teoría PPP se cumpla, aún cuando definiciones bilaterales de TCR sean utilizadas.

[3] Ésta es la forma en que Harberger y Edwards definen el TCR.

interés reales, movimientos de capital y controles de capital. Todas estas variables pueden llamarse *fundamentos del* TCR y no hay razón para pensar que los valores de estos fundamentos deban ser constantes con el paso del tiempo (por ejemplo, las economías experimentan mejoras en productividad, las barreras al comercio y las políticas de impuestos cambian con los tratados comerciales, etc.). Por lo tanto, cualquier cambio permanente en estos fundamentos, se reflejará en un cambio permanente en el TCR de equilibrio y cualquier cambio transitorio en los fundamentos se reflejará en un cambio del mismo tipo en el TCR y probablemente, aunque no de manera necesaria, en el TCR de equilibrio.

Como se ha mencionado, una de las teorías más populares acerca del comportamiento del TCR ha sido la teoría PPP, y una pregunta importante que en los últimos años ha recibido gran atención (especialmente en los países industrializados), es precisamente si el TCR se comporta o no de acuerdo con esta teoría. En los siguientes párrafos se analiza brevemente lo que la teoría PPP establece respecto al comportamiento del TCR.

Teoría de la paridad del poder de compra y el TCR

La proposición básica de la teoría paridad del poder de compra (PPP) es la siguiente: *una vez convertidos a una moneda común, los niveles de precios nacionales deben ser iguales*. Esta teoría tiene su origen en el debate sobre la manera de restaurar el sistema financiero mundial después de su colapso durante la Primera Guerra mundial. Cuando ésta terminó, los países se enfrentaron al problema de cómo determinar cuáles serían los tipos de cambio que reflejaran la situación real de los precios y las finanzas gubernamentales. El hecho de que simplemente se regresara a los tipos de cambio previos al conflicto no tenía sentido debido a las exageradas altas tasas de inflación experimentadas durante el mismo. Entre 1921 y 1922, el economista sueco Gustav Cassel fue quien promovió el uso del PPP como guía para la fijación de un nuevo tipo de cambio. Básicamente, lo que propuso fue calcular los cambios acumulados en el nivel de precios (IPC, por sus siglas en inglés) desde principios de 1914 y utilizar la razón de los niveles de precios actuales de dos países (donde 1914 = 100) para así calcular el tipo de cambio nominal que se necesitaba para mantener el poder de compra de la paridad cambiaria.

Entonces, podemos decir que el origen de la teoría PPP se relacionó con la búsqueda de una solución al problema de cómo fijar un tipo de cambio nominal de equilibrio en aquellos países que estaban experimentando una inflación muy alta. Bajo este esquema, la PPP resulta una solución natural a este problema, ya que encuentra aquel tipo de cambio nominal que toma en cuenta los grandes cambios monetarios (nominales) que habían experimentado los países con grandes problemas inflacionarios y corrige el precio de la moneda extranjera. En situaciones de inflación alta, los cambios nominales son los más importantes para determinar el tipo de cambio. Sin embargo, normalmente se observan fuerzas nominales y reales trabajando en un mismo momento. Si no se observan cambios reales (o *shocks* reales), todos los movimientos en el tipo de cambio nominal serían explicados por movimientos en el nivel de precios nominal (debido a cambios monetarios en la economía en cuestión). En tal caso, podríamos esperar que la teoría PPP se cumpliera, al menos aproximadamente. Pero como se mencionó, no es razonable pensar que las variables reales sean constantes (o fijas) de forma permanente, ya que cada economía cambia con el tiempo. Entonces, algunos de los movimientos observados en el tipo de cambio nominal probablemente estén asociados a cambios en variables reales y no a movimientos diferenciales de los niveles de precios. Esto último es lo que crea situaciones en las cuales el TCR de equilibrio varía. En tales situaciones, por supuesto, la PPP no se cumple pues en su *versión absoluta* requiere:

$$\sum_i \alpha_i P_i = E \sum_i \beta_i P_i^* \tag{1}$$

Dicho en palabras, esta expresión establece que el índice de precios de un país *A* debe ser igual al índice de precios de un país *B* cuando ambos se expresan en las mismas unidades monetarias (esto es multiplicando por el tipo de cambio nominal). En estudios empíricos $\alpha\iota$ y $\beta\iota$ típicamente se toman del índice de precios al consumidor. La teoría PPP en su versión relativa necesita:

$$\frac{\sum_i \alpha_i P_{it}}{\sum_i \alpha_i P_{i,t-1}} = \left(\frac{E_t}{E_{t-1}}\right)\left(\frac{\sum_i \beta_i P_{it}^*}{\sum_i \beta_i P_{i,t-1}^*}\right) \tag{2}$$

Esto significa que esta versión de la PPP requiere que la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal (depreciación cambiaria) compense el diferencial entre la tasa de crecimiento del índice de precios extranjero *vs* el índice de precios doméstico. En sentido amplio, puede decirse que no se ha encontrado evidencia de que la ley de un solo precio se cumpla, pero cabe mencionar que ha sido remarcadamente importante la cantidad y variedad de literatura económica que intenta probar que la versión absoluta de la PPP se cumple. Para probar esta hipótesis se han utilizado muchos procedimientos y, en la actualidad, los más populares son las sofisticadas técnicas de series de tiempo, que básicamente tratan de rechazar la hipótesis de no estacionariedad del TCR al mismo tiempo que la de existencia de un componente con raíz unitaria en el proceso del TCR, es decir, rechazando la hipótesis de que el TCR se comporta como una caminata aleatoria.[4] Sin embargo, ¿por qué podemos decir que rechazar la existencia de una raíz unitaria en el logaritmo del TCR implica que la PPP se cumple? Pues bien, la razón es simple. Si seguimos la versión absoluta de la PPP, también podemos decir que:

$$E = \frac{\sum_i \alpha_i P_i}{\sum_i \beta_i P_i^*} \tag{3}$$

[4] Una caminata aleatoria es un proceso de la forma $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ donde ε_t es una variable aleatoria con media cero y varianza constante y la cual no está serialmente correlacionada.

y el significado de esta expresión es que los movimientos en los precios relativos deben ser compensados con movimientos en el tipo de cambio nominal (al menos en el largo plazo), *dando esto como resultado un TCR constante*. En la siguiente sección se realiza un análisis empírico enfocado precisamente a encontrar evidencia que apoye o rechace la hipótesis establecida por la PPP y la cual establece que el TCR tiene una media constante. El análisis se realiza por medio de una técnica de series de tiempo denominada prueba de razón de varianzas, la cual será explicada en detalle.

Evidencia empírica sobre el comportamiento del TCR multilateral

La pregunta sobre si el TCR se comporta de acuerdo con la teoría PPP o no, tiene implicaciones muy importantes para el análisis de los llamados desalineamientos del TCR, ya que si éste en realidad se comporta como la teoría PPP sugiere, cualquier gran desviación del TCR de *su nivel PPP* implicaría un desalineamiento y esto podría significar también la necesidad de desarrollar una política de *corrección*. Considero que tan fuerte implicación es la razón por la que tantos estudios empíricos han dedicado sus esfuerzos a encontrar evidencia que respalde o rechace la hipótesis PPP. Muchas han sido las técnicas utilizadas para probar que la PPP es válida, y estas técnicas han ido desde utilizar erróneamente datos de corte transversal como en el caso de Lothian (1997)[5] hasta el uso de sofisticadas pruebas de cointegración en series de tiempo por país como es el caso de Edison-Gagnon-Melick (1997). Sin embargo, a pesar de que las técnicas cada vez resultan ser más sofisticadas y confiables, los resultados siguen mostrando diversidad en las conclusiones, diversidad que en gran parte se debe a la forma en que la hipótesis nula es planteada en la prueba y que obviamente se relaciona con la forma en que el autor entiende el concepto de TCR y la teoría PPP. Choi (1999), por ejemplo, realiza varias pruebas de raíces unitarias en series de TCR bilateral para cinco países, pero en las pruebas se establece como hipótesis nula que la diferencia en el logaritmo del TCR es una variable serial no correlacionada. Esta hipótesis es equivalente a decir que el logaritmo del TCR es una caminata aleatoria pura. A este respecto, hay que mencionar que la hipótesis es bastante restrictiva. La teoría PPP no se cumple cuando hay evidencia de que existe una tendencia en la serie de TCR, bien sea ésta determinística o estocástica. Por tanto, la evidencia de una raíz unitaria en la serie de TCR,

[5] Entre las varias pruebas econométricas que Lothian realiza con el objeto de demostrar que la teoría PPP es válida está la de usar una muestra de datos promedio anuales (1974-1990) de 22 países para demostrar que el coeficiente $\beta 2$ en la regresión $\Delta\% E_i = \beta_1 + \beta_2(\Delta\% Pd_i - \Delta\% P_i^*) + u_i$ es igual a uno (también realiza la prueba invirtiendo las variables explicativa y explicada en la mencionada regresión, lo cual en términos econométricos nos haría pensar en un problema de simultaneidad al que el autor no da mucha importancia). Respecto a esta prueba hay que recalcar que el TCR debe considerarse como una variable que equilibra la oferta y demanda reales por moneda extranjera en cada país. *No* considero que las variaciones en el diferencial de precios de distintos países afecten de igual forma el tipo de cambio nominal, es decir, $\beta 2$ en la regresión *no* tiene por qué ser igual para todos los países. El comportamiento y equilibrio del TCR debe ser visto como una situación en el tiempo y de cada país en lo individual. Hacerse preguntas sobre la validez de la teoría PPP, es preguntarse sobre el comportamiento temporal de la variable TCR, por lo que usar datos de corte transversal para responder una pregunta relacionada con el comportamiento temporal de una variable *no* es lo adecuado desde el punto de vista econométrico.

aún cuando éste sea un proceso ARIMA $(p,1,0)$ representa evidencia en contra de la PPP.[6] Por otra parte, han sido varios los estudios en los que las conclusiones respecto a la validez de la teoría PPP dependen de la forma en que se mide el TCR. En particular, los análisis realizados por Papell y Theodoridis (1997) sobre el TCR bilateral, encuentran que la evidencia en favor de la PPP es mucho más fuerte cuando se utiliza el marco alemán en vez del dólar estadounidense como moneda base para el cálculo del TCR. Estos resultados son similares a algunos de los obtenidos en Edison-Gagnon-Melick (1997) y cabe aclarar que conclusiones como ésta resultan totalmente confusas. La forma de visualizar el TCR en un país determinado *no* debe variar respecto a la moneda que se utilice como base para medirlo, pues si éste fuera el caso, las conclusiones sobre el éxito (o el fracaso) de una política de TCR establecida, dependerían también de que el TCR se midiera respecto al dólar o al marco alemán y esto puede resultar bastante complicado.[7]

La literatura económica ha sido inundada con pruebas cuyo objetivo es comprobar la validez de la PPP, sin embargo, ninguna de estas pruebas ha sido desarrollada utilizando una definición adecuada para el cálculo de la variable TCR. Es entonces tarea de esta sección, presentar un análisis empírico del comportamiento del TCR en 27 países utilizando una definición multilateral del TCR en la que el índice SDRWPI es usado para definir P^*.

TCR *basado en* SDRWPI: *definición y conveniencia*

Cuando se toma un enfoque multilateral[8] del tipo de cambio real, el índice P^* debe representar un promedio ponderado de los precios del exterior (precios de una canasta representativa de bienes comerciables provenientes de todo el mundo). Pero debido a que ya hemos definido al TCR como el precio real que equilibra la oferta y la demanda reales de moneda extranjera, el índice P^* necesita reunir ciertas características deseables para permitirnos tener un adecuado *deflactor de precios mundial*, y la más importante de estas características es que P^* debe ser el mismo índice que se utiliza para obtener las funciones de oferta y demanda reales de moneda extranjera, las cuales se originan de las exportaciones e importaciones totales, respectivamente, las cuales han sido expresadas en términos reales.

Entonces es necesario definir cómo debe calcularse el precio de la canasta representativa de bienes comerciables provenientes de diversos lugares del mundo o *nivel de precios mundial de los bienes comerciables* (P^*). Parece razonable pensar que P^* tiene que concentrarse primero, en los precios de bienes comerciables, y esto es así, porque estamos interesados en medir el valor del dólar en el comercio internacional, y no en las transacciones de

---

6 Recuérdese que una caminata aleatoria es un caso particular de los procesos ARIMA $(p,1,0)$ en donde $p = 0$.

7 Si la autoridad correspondiente utilizara este tipo de conclusiones para valorar el éxito de una política de TCR desarrollada, con seguridad estaría en problemas, ya que, el utilizar el marco alemán como moneda base le sugeriría que el TCR debe ser constante y por lo tanto podrían encontrarse grandes desalineamientos del TCR respecto a su supuesto *nivel de equilibrio*, que a su vez, pueden llevar a tomar acciones equivocadas respecto al manejo de la paridad cambiaria (posiblemente se sugiera la necesidad de una devaluación para evitar el desalineamiento), cuando el análisis basado en el TCR bilateral con el dólar estadounidense pudiera sugerir la no intervención.

8 Véase Harberger (1989).

bienes no comerciables. Cuando se realiza trabajo empírico, una forma de asegurar que P^* trata con precios casi siempre de bienes comerciables, es basar su cálculo en índices de precios al mayoreo (WPI, por sus siglas en inglés) de los países con mayor comercio. Entonces, la definición propuesta para P^* (por razones que son expuestas en los siguientes párrafos) en el presente trabajo de investigación es la que Harberger denomina índice SDR-WPI (*Special Drawing Rights-Wholesale Price Index*) y cuyo significado en español sería índice de precios al mayoreo basado en derechos especiales de giro. Este índice está construido a partir de los índices de precios al mayoreo (WPI) de Estados Unidos, Alemania, Francia, Japón y Reino Unido utilizando las ponderaciones que el Fondo Monetario Internacional emplea en el cálculo de los derechos especiales de giro (SDR).[9] Por el hecho de estimarse en esta forma, el índice SDRWPI modera la influencia que cualquier país en particular pudiera tener en el nivel de precios P^* utilizado para definir un dólar real.

En particular, el índice SDRWPI usado como definición de P^* se obtiene de la siguiente forma:[10]

$$SDRWPI = 0.4WPI_{US} + 0.21\frac{WPI_{GER}}{E_{GER}} + 0.17\frac{WPI_{JPN}}{E_{JPN}} + 0.11\frac{WPI_{UK}}{E_{UK}} + 0.11\frac{WPI_{FR}}{E_{FR}} \qquad (4)$$

donde:

WPI_{US} = Índice de precios al mayoreo para Estados Unidos expresado en dólares (estadounidenses)
WPI_{GER} = Índice de precios al mayoreo para Alemania
WPI_{JPN} = Índice de precios al mayoreo para Japón
WPI_{UK} = Índice de precios al mayoreo para Reino Unido
WPI_{FR} = Índice de precios al mayoreo para Francia

y donde:

E representa el tipo de cambio nominal para cada país (unidades de moneda doméstica por dólar estadounidense).

Entonces el cálculo del TCR para el país i fue realizado de la siguiente forma:[11]

9 Debe aclararse que de acuerdo con la última revisión de la valuación de los derechos especiales de giro (SDR), realizada en octubre del año 2000 por el Fondo Monetario Internacional, se asignaron diferentes ponderaciones a las monedas que forman la canasta de SDR, esto con el objeto de tomar en cuenta la introducción del euro como moneda común para un número de países europeos. Así pues, el FMI determinó que son cuatro las monedas que están incluidas en el cálculo del SDR: dólar estadounidense, euro, yen japonés y libra esterlina. Por tanto, se tiene que el marco alemán y el franco francés en la canasta del SDR fueron reemplazados por sus cantidades equivalentes de euros.

10 Las ponderaciones utilizadas en este cálculo, son aquellas empleadas por el Fondo Monetario Internacional en el cálculo de los derechos especiales de giro (*Special Drawing Rights*) durante el periodo de enero de 1991 a diciembre de 1995.

11 Nótese aquí que, por las razones explicadas anteriormente, el índice SDRWPI es el mismo para todos los países analizados (no varía para las *i*'s).

$$RER_{it} = E_{it} \frac{SDRWPI_t}{CPI_{it}} \tag{5}$$

donde:

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

Cabe aclarar que si bien es cierto que existen otras formas de medir el TCR, la diferencia básica con la que hemos denominado TCR basado en el SDRWPI estriba en la definición y cálculo de P_d y P^*. Guillermo (2000) realiza un trabajo teórico y empírico en el que se analizan y comparan cinco formas alternativas de calcular el TCR, entre las que se encuentran: *a)* el TCR basado en el SDRWPI, *b)* el basado en el costo relativo unitario normalizado de mano de obra (TCRRNULC), y *c)* el del índice relativo de precios al consumidor (TCRRELCPI),[12] siendo estas dos últimas, definiciones de índices de TCR calculados y publicados por el Fondo Monetario Internacional y que utilizan como ponderaciones una medida de la importancia en competitividad que el país en cuestión otorga al país j, y donde se consideran J competidores en K mercados diferentes. Resulta interesante señalar brevemente[13] que los ponderadores de competitividad para el caso del TCRRNULC se derivan como una combinación lineal de las ponderaciones de las importaciones, exportaciones bilaterales y exportaciones a un tercer mercado. Por otra parte, las ponderaciones de competitividad para el cálculo del TCRRELCPI están basadas en información sobre comercio en manufacturas, bienes comerciables primarios, no petroleros y servicios de turismo. Para cada una de estas categorías de bienes y servicios se calculan ponderaciones separadas y las ponderaciones de productividad total son calculadas entonces como una combinación convexa de las ponderaciones de cada categoría por separado. Todo esto nos deja ver que se requiere una gran cantidad de información tan sólo para el cálculo de estas ponderaciones de competitividad, la cual en la mayoría de los países del mundo no está disponible. Es por esta razón que los índices de TCR calculados por el FMI (especialmente el TCRRNULC) no se encuentran disponibles para todos los países que forman parte de las estadísticas financieras internacionales. Sin embargo la contribución más importante en el análisis presentado por Guillermo (2000) es que los índices que calcula el FMI no resultan ser indicadores apropiados del TCR. En especial el TCR basado en el costo unitario de mano de obra resulta ser un índice de competitividad más bien que un índice de TCR y estos dos conceptos no son sinónimos (puede darse el caso en que la productividad de un país crezca y por lo tanto la competitividad provoca que haya flujos de capital hacia el país en cuestión o simplemente un incremento de la oferta de moneda extranjera como consecuencia de un aumento de las

---

12 Estos índices se encuentran en las estadísticas financieras internacionales (versión en inglés) bajo el nombre de *Relative Normalized Unit Labor Cost Real Exchange Rate Index* y *Relative CPI Real Exchange Rate Index*, respectivamente.

13 Para una explicación detallada de cómo el FMI calcula estos índices de TCR véase Guillermo (2000).

exportaciones, generándose así una caída en el TCR).[14] Adicionalmente, en el trabajo mencionado se presentan argumentos sólidos y algunos resultados empíricos que demuestran que, a pesar de la simplicidad en su cálculo (lo cual resulta ser una virtud más bien que un defecto), el TCR basado en el SDRWPI es una medida adecuada y mejor (con relación a las que se le compara) para la variable de nuestro interés, que es el tipo de cambio real.

Una vez hecha la aclaración del por qué se ha elegido estimar el TCR con base en el SDRWPI, procederemos entonces al detalle del análisis empírico, el cual se llevó a cabo con datos trimestrales y anuales[15] sobre el TCR para México y otros 26 países desde enero de 1957 hasta diciembre de 1996, utilizando la técnica econométrica denominada prueba de razón de varianzas (VRT). Es necesario recordar en este momento que el análisis de las propiedades estadísticas del TCR debe ser sólo un paso en nuestro intento por entender y modelar esta importante variable económica, por lo que así debe entenderse esta parte del trabajo. Adicionalmente, el hecho de que el comportamiento del TCR sea puesto a prueba utilizando una definición apropiada de la variable hace una gran diferencia respecto a otros estudios empíricos. *Por lo tanto, el objetivo en esta sección será mostrar empíricamente que el TCR de equilibrio no es constante en el tiempo una vez que se utiliza una definición adecuada*. Si éste es el caso, no habrá razón por la que las autoridades económicas tengan que guiar la política cambiaria de un país basándose en la teoría PPP, situación que desafortunadamente en México es recomendada con frecuencia por numerosos analistas y académicos aún considerados asiduos seguidores de esta teoría.

Prueba de razón de varianzas (VRT)

La prueba de razón de varianzas (VRT, por sus siglas en inglés que corresponden a *Variance Ratio Test*) es otro enfoque, quizá poco conocido en comparación con las pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentada (ADFT) para probar la presencia de una raíz unitaria en un contexto de series de tiempo. Con respecto a las pruebas de Dickey-Fuller, Meese y Rogoff (1988) aplican éstas a datos mensuales de TCR bilateral y en sus resultados no es posible rechazar la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria en las series de TCR. Lothian (1997) aplica la prueba ADFT sobre un panel de datos anuales (1974-1990) para 22 países utilizando el TCR bilateral y sus resultados, en general, rechazan la existencia de una raíz unitaria en el TCR. Adicionalmente, Guillermo (2000) también aplica la prueba ADFT utilizando datos trimestrales y anuales para 27 países utilizando una definición multilateral del TCR, y los resultados de la prueba, en general, muestran también evidencia de la existencia de una raíz unitaria en las series de TCR analizadas.

La prueba VRT se basa en una característica importante de un proceso con raíz unitaria: *Para procesos con raíz unitaria el error cuadrado medio (mean squared error) del pro-*

[14] Recuérdese que el TCR es el precio que equilibra la oferta y demanda reales de moneda extranjera.
[15] La fuente de datos para el cálculo del TCR son las estadísticas financieras internacionales publicadas por el FMI.

nóstico para s *periodos a futuro, se incrementa linealmente con la longitud del horizonte del pronóstico* s.

Para tener una mejor idea acerca de esta característica de las series de tiempo que contienen una raíz unitaria, podemos, por ejemplo, tomar la observación del logaritmo del TCR en el periodo *t-k* como nuestro valor de pronóstico de la variable para el periodo *t*. Si hacemos esto para diferentes valores de *k* y si la serie que estamos analizando tiene una raíz unitaria, entonces debemos encontrar que la varianza en nuestro pronóstico se incrementará linealmente con *k*. Así, mientras mayor sea el horizonte de tiempo para el pronóstico, mayor será la varianza de este pronóstico. Siguiendo este simple razonamiento para nuestro análisis, podemos obtener las diferencias en el logaritmo del TCR para diferentes valores de *k*, y calcular la varianza de cada serie en diferencias y para graficar la varianza como función de *k*. Esto nos permitirá analizar gráficamente la posibilidad de que la serie contenga una raíz unitaria. Así pues, si la gráfica de $Var(logTCR_t - logTCR_{t-k})$ contra *k* nos muestra una relación lineal,[16] esto podría llevarnos fácilmente a concluir que el logaritmo del TCR no es una serie estacionaria. El análisis basado en esta técnica pudiera parecer simple, pero en realidad, no lo es. ¿Por qué? La razón se debe a que la varianza muestral de una serie en diferencias calculada en la forma usual[17] es un estimador sesgado de la varianza del proceso. Por tanto es indispensable hacer una corrección de la varianza muestral para evitar tal sesgo.

El análisis gráfico de la varianza de una serie en diferencias tiene la ventaja de ser simple e intuitivo, razones por las cuales considero interesante continuar el estudio del TCR en esta línea. Es decir, continuaremos el análisis realizando las gráficas de $(1/k)\, Var(logTCR_t - logTCR_{t-k})$ contra *k* pero utilizando un estimador apropiado para la varianza. Cochrane (1988) también toma ventaja del análisis gráfico para desarrollar un estudio más formal cuyo objeto es el de explicar el comportamiento característico de la varianza en un proceso con raíz unitaria. Este autor explica las propiedades de una serie a través de la identificación de la persistencia de los *shocks* aleatorios en el comportamiento de largo plazo de las series. Su estudio está basado en la idea de que, si la serie económica en cuestión es estacionaria o estacionaria alrededor de una tendencia determinística, una innovación (o *shock* aleatorio) no tiene efecto permanente en la serie. Por otra parte, si la serie puede ser representada como un proceso con raíz unitaria, cualquier *shock* aleatorio tendrá un efecto permanente sobre la serie. Esta última representación puede ser analizada bajo un esquema de TCR, teniendo como ejemplo el caso en que, digamos, México encuentra un nuevo yacimiento petrolífero para ser explotado, lo cual representa un *shock* permanente para la oferta de bienes comerciables en México y, por tanto, un desplazamiento permanente de la oferta de moneda extranjera en términos nominales y reales.

16 El término logTCR se refiere al logaritmo natural del TCR.

17 Sea $y_{tk} = e_t - e_{t-k}$, entonces la forma usual de calcular la varianza de y_{tk} es:

$$Var(y_{tk}) = \frac{1}{(T-k-1)} \sum_{t=k}^{T} (y_{tk} - \bar{y})^2$$

Debido a que es posible equiparar una serie que contiene una raíz unitaria a una serie compuesta de una caminata aleatoria y un componente estacionario, puede decirse que las pruebas de raíces unitarias son intentos por distinguir entre series que no tienen el componente de caminata aleatoria (o para las cuales la varianza de los *shocks* al componente de caminata aleatoria es cero) y las series que tienen un componente de caminata aleatoria (o para las cuales la varianza de los *shocks* al componente de caminata aleatoria se encuentra entre cero e infinito). Estos dos casos representan extremos en la identificación del tipo de proceso del que se trate, sin embargo la idea de Cochrane respecto a este tema va un poco más allá de identificar los dos casos extremos: una serie estacionaria *vs* una caminata aleatoria. Lo que Cochrane trata de medir es qué tan importante es el componente de raíz unitaria o caminata aleatoria para el comportamiento de una serie. De acuerdo con el autor, es precisamente la varianza de las diferencias *largas* en la serie, la que captura el tamaño del componente de caminata aleatoria en una serie en particular. El razonamiento de Cochrane puede aplicarse al análisis del TCR como sigue:

> Imaginemos que el logaritmo del TCR, denotado como e_t es una caminata aleatoria pura. Entonces la varianza de sus k-ésimas diferencias crece linealmente con la diferencia k: $Var(e_t - e_{t-k}) = k\sigma^2_e$. Por otra parte, si el logaritmo del TCR es estacionario o estacionario alrededor de una tendencia (es decir, puede representarse como un proceso *AR(p)*), la varianza de sus k-ésimas diferencias se aproxima a una constante: dos veces la varianza incondicional de la serie $Var(e_t - e_{t-k}) \rightarrow 2\sigma^2$.
>
> Ahora bien, si graficamos $(1/k)*Var(e_t - e_{t-k})$ como función de k podremos tener los siguientes resultados: si e_t es una caminata aleatoria, el gráfico debe ser constante en σ^2_e, de otra forma, si e_t es estacionaria alrededor de una tendencia (*trend stationary process*), el gráfico debe caer y aproximarse hacia cero.
>
> Si las fluctuaciones del logaritmo del TCR son en parte temporales y en parte permanentes (es decir, si el componente de caminata aleatoria es pequeño y el *shock* hoy se revertirá parcialmente en el largo plazo, implicando que la serie es una caminata aleatoria más un componente estacionario) el gráfico de $(1/k)*Var(e_t - e_{t-k})$ *versus* k debe estabilizarse en el valor de la varianza del *shock* al componente de caminata aleatoria. Si éste es el caso, el comportamiento de la serie de tiempo e_t puede definirse como el de un proceso con raíz unitaria (ARIMA *(P-1,1,0)*) el cual resulta ser una representación más general en comparación con la caminata aleatoria.

El análisis gráfico *à la Cochrane* fue aplicado utilizando observaciones trimestrales del TCR multilateral para México y otros 26 países que representan la muestra de datos. Para realizar las gráficas correspondientes de $(1/k)Var(e_t - e_{t-k})$ como función de k fue necesario el cálculo de un estimador insesgado para $(1/k)Var(e_t - e_{t-k})$, el cual queda definido como sigue:[18]

$$\tilde{\sigma}_k^2 = \frac{T}{k(T-k)(T-k+1)} \sum_{t=k}^{T} \left[e_t - e_{t-k} - k\hat{\mu}_1 \right]^2 \qquad (6)$$

donde:

[18] Véanse Cochrane (1988), Lo y Mackinlay (1988).

$$\hat{\mu}_1 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(e_t - e_{t-1}) = \frac{1}{T}(e_T - e_0) \tag{7}$$

Las Figuras 1 a la 3 muestran las gráficas de $\tilde{\sigma}_k^2$, esto es, del estimador insesgado para *(1/k) Var*$(e_t - e_{t-k})$, el cual nos será útil para seguir el análisis de Cochrane. Las gráficas muestran también el estimador sesgado de *(1/k) Var*$(e_t - e_{t-k})$ para cada caso, esto con el objeto de mostrar cómo el sesgo crece a medida que *k* aumenta. El cálculo de $\tilde{\sigma}_k^2$ fue hecho utilizando datos trimestrales del logaritmo del TCR y con una longitud máxima (valor máximo de *k*) tomada para las diferencias de $(e_t - e_{t-k})$ fue determinada para cada país de acuerdo con la disponibilidad de datos.[19] Por ejemplo, para países con un horizonte de tiempo en datos que va desde enero de 1957 hasta diciembre de 1996, el valor máximo de *k* fue 18, y la razón por la que se escoge este número se relaciona con el cálculo del estadístico de prueba utilizado para aplicar apropiadamente la prueba de razón de varianzas (VRT), la cual será explicada más adelante.

Resulta interesante notar en las figuras correspondientes que el estimador sesgado de *(1/k)Var*$(e_t - e_{t-k})$, se acerca a cero, o bien, se estabiliza en cierto valor en forma más rápida comparada con el estimador insesgado de *(1/k)Var*$(e_t - e_{t-k})$. Esto muestra la razón de por qué, cuando usamos el estimador convencional de la varianza, nuestros resultados serán sesgados. En general, las gráficas muestran que mientras más larga sea la diferencia que tomamos para e_t (es decir, mientras mayor sea *k*), mayor será el sesgo hacia abajo del estimador convencional de la varianza. Por lo tanto, las conclusiones sobre el comportamiento del TCR, no deben basarse en el cálculo de este estimador convencional.

Notemos también que para la mayoría de los países en la muestra, el comportamiento de $\tilde{\sigma}_k^2$ se estabiliza en cierto nivel, lo cual de acuerdo a Cochrane representa evidencia de que el logaritmo del TCR se comporta como un proceso que contiene un componente de caminata aleatoria y una parte estacionaria. Es decir, esto muestra evidencia de que el logaritmo del TCR se comporta como un proceso ARIMA (*p-1,1,0*).[20] Para países como Japón, Francia, Alemania, Honduras, Italia, Filipinas, España, Suiza, Tailandia y Reino Unido, $\tilde{\sigma}_k^2$ se estabiliza en un valor mayor a $\tilde{\sigma}_1^2$. Este comportamiento de $\tilde{\sigma}_k^2$ sugiere que el logaritmo del TCR contiene un componente permanente grande,[21] esto es, el componente de caminata aleatoria en la serie del logaritmo del TCR es muy importante: hay una fuerte persistencia de los *shocks* en el largo plazo, y no existe la denominada reversión de la media (*mean reversion*) en la serie.

Por otro lado, para países como México, Colombia, Guatemala, Paraguay, El Salvador y Venezuela, $\tilde{\sigma}_k^2$ se estabiliza en un valor menor a $\tilde{\sigma}_1^2$, lo cual implica que el componente

[19] Los datos necesarios para el cálculo del TCR para algunos países en la muestra no están disponibles a partir de enero de 1957, por lo tanto, se toma un horizonte de tiempo más corto en estos casos (el número de observaciones del TCR para todos los países en la muestral no es homogéneo).

[20] Nótese que este tipo de análisis no proporciona ninguna información acerca de la parte estacionaria autorregresiva de la serie. Esto es, no proporciona ninguna información acerca de qué tan grande deba ser *p*.

[21] Recuérdese que la varianza de las diferencias *largas* en una serie es la medida de qué tan importante es el componente de raíz unitaria o caminata aleatoria para el comportamiento de la serie.

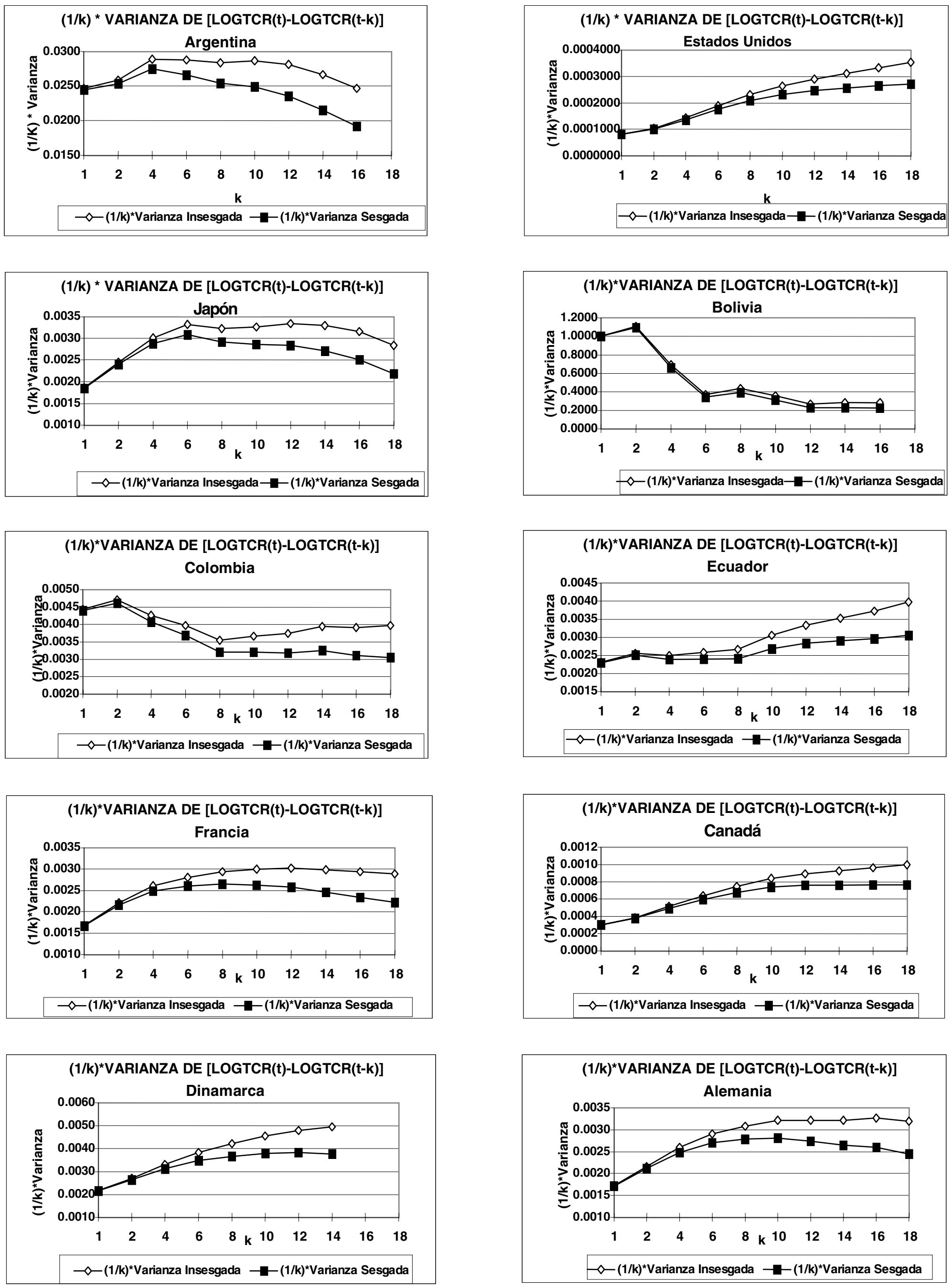
(1/k) * VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Argentina
(1/K) * Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k) * VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Estados Unidos
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k) * VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Japón
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Bolivia
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Colombia
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Ecuador
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Francia
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Canadá
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Dinamarca
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Alemania
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada

Figura 1.

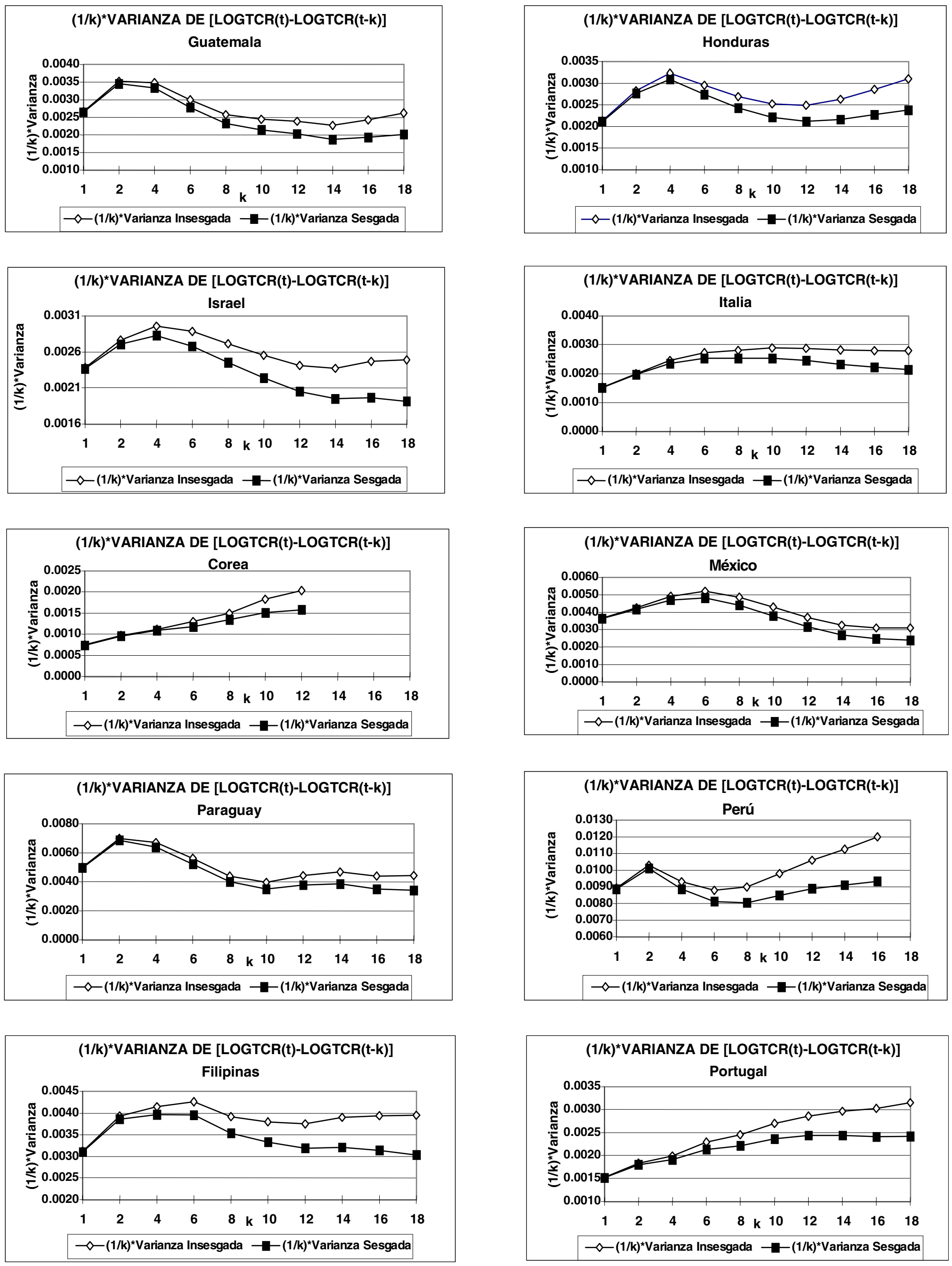
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Guatemala
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Honduras
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Israel
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Italia
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Corea
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
México
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Paraguay
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Perú
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Filipinas
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Portugal
(1/k)*Varianza
k
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada

Figura 2.

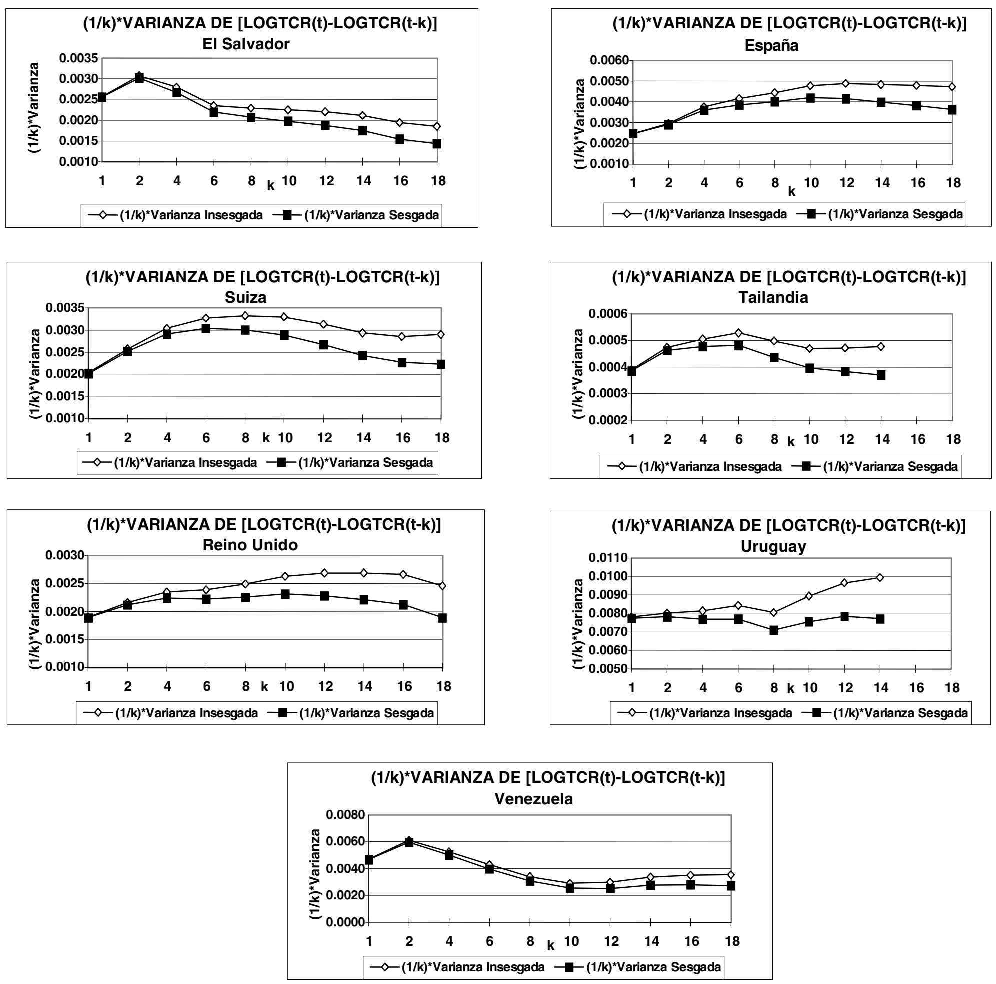
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
El Salvador
(1/k)*Varianza
0.0035
0.0030
0.0025
0.0020
0.0015
0.0010
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
España
(1/k)*Varianza
0.0060
0.0050
0.0040
0.0030
0.0020
0.0010
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Suiza
(1/k)*Varianza
0.0035
0.0030
0.0025
0.0020
0.0015
0.0010
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Tailandia
(1/k)*Varianza
0.0006
0.0005
0.0004
0.0003
0.0002
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Reino Unido
(1/k)*Varianza
0.0030
0.0025
0.0020
0.0015
0.0010
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Uruguay
(1/k)*Varianza
0.0110
0.0100
0.0090
0.0080
0.0070
0.0060
0.0050
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada
(1/k)*VARIANZA DE [LOGTCR(t)-LOGTCR(t-k)]
Venezuela
(1/k)*Varianza
0.0080
0.0060
0.0040
0.0020
0.0000
1 2 4 6 8 k 10 12 14 16 18
(1/k)*Varianza Insesgada
(1/k)*Varianza Sesgada

Figura 3.

de caminata aleatoria sea, en este caso, relativamente pequeño. El significado de este comportamiento —de acuerdo con Cochrane— es que un *shock* hoy, será parcialmente revertido en el largo plazo. Para países como Estados Unidos, Ecuador, Canadá, Dinamarca, Corea, Perú y Portugal, $\tilde{\sigma}_k^2$ crece cuando k se incrementa, y aún cuando Cochrane no presenta una explicación para este comportamiento particular en una serie, podría encontrarse una conclusión a través del análisis y el cálculo de la razón de varianzas y el desarrollo de una prueba estadística para esta razón, lo cual es precisamente materia de estudio en la siguiente parte del presente análisis.

Definiendo la razón de varianzas y el estadístico de prueba

El análisis gráfico presentado puede ser muy útil e ilustrativo para entender el comportamiento de una serie, sin embargo, para distinguir de manera formal (estadísticamente hablando) si hay una diferencia entre $\tilde{\sigma}_1^2$ y $\tilde{\sigma}_k^2$ para cualquier $k > 1$, se requiere de una prueba estadística: la prueba de razón de varianzas VRT.[22] La idea de esta prueba es encontrar si $\tilde{\sigma}_k^2$ tenderá a cero o permanece constante a medida que k se incrementa. Para la realización de la prueba es necesario el cálculo de la razón de varianzas, la cual, siguiendo a Lo y Mackinlay (1988), puede definirse como:

$$J_k = \frac{\tilde{\sigma}_k^2}{\tilde{\sigma}_1^2} - 1 \tag{8}$$

La especificación de la prueba puede entonces desempeñarse utilizando el siguiente teorema:[23] *Bajo la hipótesis nula de que* e_t *es una caminata aleatoria pura, la distribución asintótica de* J_k *está dada por:*

$$\sqrt{T}J_k \sim N\left(0, \frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}\right) \tag{9}$$

En la práctica, el estadístico dado por la ecuación 8 puede ser estandarizado en la forma usual, por lo tanto podemos definir el estadístico de prueba $\tilde{z}_k$, cuya distribución asintótica es normal estándar:

$$\tilde{z}_k = \frac{\sqrt{T}J_k}{\sqrt{2(2k-1)(k-1)/3k}} \sim N(0,1) \tag{10}$$

La hipótesis apropiada a establecerse bajo esta prueba es la siguiente:

---

22 Choi (1996) también aplica la VRT sobre datos de TCR bilateral, pero a diferencia del presente trabajo de investigación, Choi calcula la razón de varianzas únicamente para un valor de *k*. A este respecto hay que mencionar que para observación de la consistencia en los resultados de la prueba es recomendable obtener la razón de varianzas para diferentes valores de *k*. Por otra parte Huizinga (1987) realiza también un trabajo empírico sobre TCR bilateral aplicando la VRT y utilizando diferentes valores para *k*.

23 Véase también Lo y Mackinlay (1988).

Ho: $J_k \geq 0 \implies$ log de TCR es una caminata aleatoria pura o una caminata aleatoria más un componente estacionario (serie no estacionaria) (11)

Ha: $J_k < 0 \implies$ log de TCR es una serie estacionaria (12)

Es importante mencionar aquí que, si el logaritmo del TCR es en realidad una caminata aleatoria pura, entonces $\tilde{\sigma}_k^2$ permanecerá constante y entonces la razón J_k será estadísticamente igual a cero. Por otro lado, si e_t es una serie estacionaria, entonces $\tilde{\sigma}_k^2$ se inclinará hacia cero, y J_k hacia -1. *Debido a que estamos interesados en demostrar que el logaritmo del TCR no es una serie estacionaria, diremos que hay evidencia en contra de esta hipótesis solamente si* J_k *es negativa*, lo que nos lleva a establecer una prueba estadística de un solo lado de la distribución (o prueba de una sola cola) desde este esquema.[24] Por lo tanto, el análisis de los resultados debe realizarse con el cuidado suficiente y tomando en cuenta que la región de rechazo correspondiente a la hipótesis nula se localiza solamente en la cola inferior (lado izquierdo) de la distribución del estadístico $\tilde{z}$ (esto es, grandes valores negativos para $\tilde{z}$ significarán el rechazo de la hipótesis nula).

Análisis de los resultados de la prueba de razón de varianzas

El estadístico $\tilde{z}$ definido en la ecuación 10 fue calculado para México y otros 26 países de la muestra utilizando datos trimestrales y anuales. Los resultados para la prueba VRT con datos trimestrales que muestran el estadístico $\tilde{z}$, así como la razón de $\tilde{\sigma}_k^2$ a $\tilde{\sigma}_1^2$, se presentan en la Tabla 1. Ésta muestra el valor del estadístico $\tilde{z}$ para valores desde $k = 2$ hasta $k = 18$, y para la mayoría de los países en la muestra, sin embargo, cabe aclarar una vez más aquí, que el valor máximo de k fue calculado para cada país en particular dependiendo del número de observaciones disponibles para la serie del logaritmo del TCR. La explicación al por qué de esta práctica recae en el *comportamiento en muestras pequeñas* que se observa para el estadístico $\tilde{z}$ que estamos utilizando en la prueba VRT. El estadístico $\tilde{z}$ presenta un desempeño pobre para valores de k que sean mayores a un octavo del tamaño de la muestra. Es decir, para $k > (T/8)$ las inferencias que se realicen acerca de $\tilde{z}$ no son confiables.[25] Por lo tanto, para el caso de la prueba VRT en la que se utilizan datos anuales, la mayor diferencia tomada para el logaritmo del TCR se realizó con un valor de $k = 4$, ya que el número de observaciones anuales de la serie de TCR es aún menor. El análisis

---

[24] Esta característica es una diferencia importante con respecto al trabajo realizado por Lo y Mackinlay, el cual se concentra específicamente en demostrar que los precios de las acciones no siguen una caminata aleatoria. Bajo el enfoque de estos autores la hipótesis nula relevante sería que $J_k = 0$, mientras que la alternativa sería que $J_k \neq 0$, que implica una prueba estadística de dos colas.

[25] Ésta es una conclusión reportada por Lo y Mackinlay (1989) como resultado de experimentos de simulación. La explicación que los autores dan al pobre desempeño de la prueba para grandes valores de k es que el estadístico de prueba ($\tilde{z}$) está limitado para valores grandes de k relativos al tamaño de la muestra.

del VRT aplicado a datos trimestrales nos permite concluir que, para 26 países de los 27 incluidos en la muestra y utilizando 5% y 10% de niveles de significancia[26] para la prueba, *no* hay evidencia *para rechazar* la hipótesis nula de que el logaritmo del TCR es un proceso con raíz unitaria (la excepción resulta ser Bolivia). El mismo resultado fue obtenido para el caso de datos anuales, el cual puede observarse en la Tabla 2.

Cuando se llevó a cabo el análisis gráfico de $\tilde{\sigma}_k^2$ en las Figuras 1 a la 3 no se llegó a ninguna conclusión respecto a qué clase de comportamiento en el tiempo seguía el logaritmo del TCR para el caso de algunos países que mostraron a $\tilde{\sigma}_k^2$ como una función creciente de k. Sin embargo, con el análisis desarrollado pueden obtenerse algunas conclusiones a este respecto basándonos en los resultados de la VRT proporcionados en las Tablas 1 y 2. Los países de la muestra que presentan a $\tilde{\sigma}_k^2$ como función creciente de k fueron Estados Unidos, Canadá, Dinamarca, Corea, Perú y Portugal, además puede observarse en las Tablas 1 y 2 que los valores que toma el estadístico $\tilde{z}$ en estos casos proporcionan evidencia en contra de la hipótesis de que el logaritmo del TCR se comporta como una serie estacionaria. De esta manera, podría entonces concluirse que para estos países el logaritmo del TCR se comporta como un proceso de raíz unitaria (más general), lo cual es consistente con los resultados del análisis gráfico realizado de manera previa.

Conclusiones

El análisis empírico realizado mediante las pruebas de razón de varianzas (VRT) muestra evidencia en favor de la hipótesis de que el logaritmo del TCR se comporta como una serie *no* estacionaria. En particular, el análisis de los resultados de la prueba VRT aplicada tanto a datos trimestrales como anuales, nos lleva a concluir que, para 26 países en la muestra *no* hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de que el logaritmo del TCR sigue un proceso *no estacionario* (la excepción a este resultado es el caso de Bolivia). A su vez, tanto el análisis gráfico, como el estadístico desarrollado bajo el contexto de la prueba VRT demostraron que, para la mayoría de los países en la muestra, el componente de caminata aleatoria para la serie del TCR es muy fuerte, implicando con esto que hay una gran persistencia de los *shocks* en el largo plazo. Para otros países (ocho), el componente de caminata aleatoria es relativamente pequeño e implica que los *shocks* se revertirán *parcialmente* en el largo plazo. Todos estos resultados pueden traducirse en afirmar que no hay evidencia empírica que dé soporte a la teoría PPP. Se concluye entonces que no hay razón para tomar la teoría PPP del comportamiento del TCR como una herramienta o guía en la elaboración de política económica y la explicación de esto se fundamenta en el hecho de que en el mundo real debemos esperar la ocurrencia de algunos *shocks* permanentes y algunos otros transitorios que afectan la oferta y la demanda reales de moneda extranjera, los cuales, a su vez, afectarán de manera permanente (o transitoria, según el caso) el tipo de cambio real. Los resul-

[26] Los valores críticos correspondientes a estos niveles de significancia son -1.645 y -1.285, respectivamente.

tados utilizando la VRT son consistentes con otra variedad de pruebas aplicadas a este respecto y que demuestran el mismo resultado: *en general, la teoría PPP no se cumple*. Por lo tanto, la recomendación que resulta del análisis presentado es la de alentar a los analistas e investigadores económicos a la búsqueda de otra forma de pensar con relación al comportamiento del TCR que proporcione una panorámica diferente sobre esta variable, y sobre todo, que no se fundamente en la idea de que el TCR debe permanecer constante. Si bien es cierto que la teoría económica es esencial para explicar y entender claramente lo que determina el comportamiento del TCR, cabe resaltar que el resultado obtenido en este estudio acerca de que la serie es *no estacionaria* debe tomarse en cuenta en cualquier intento que se realice con la finalidad de entender y modelar esta variable económica tan importante y que está ligada fuertemente al campo del comercio internacional y a la política cambiaria.

Bibliografía

Cassel, Gustav, *Post-War Monetary Stabilization*, Columbia University Press, 1928.

Choi, In, "Testing the Random Walk Hipothesis for Real Exchange Rates", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, 1999, pp. 293-308.

Cochrane, John H., "How Big is The Random Walk in GNP?, *Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 5, 1988, pp. 893-920.

Edison, Hali, Joseph E. Gagnon y William R. Melick, "Understanding the empirical literature on purchasing power parity: the post Bretton Woods era", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, núm. 1, 1997, pp. 1-17.

Edwards, Sebastian, *Real Exchange Rates, Devaluations and Adjustment*, The MIT Press, Second Printing, 1991.

Frenkel, Jacob A., "Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, vol. 8, 1978, pp. 169-191.

Guillermo Peón, Sylvia Beatriz, *A Theoretical and Empirical Analysis on Real Exchange Rate Behavior and Measurement*, University of California, Los Angeles, Ph.D. Dissertation Work, 2000.

Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

Harberger, Arnold C., "Guidelines for the Analysis of Problems of External Adjustment and the Real Exchange Rate", Paper prepared for the Indonesian Ministry of Finance, septiembre, 1986.

———, "Trade Policy and the Real Exchange Rate", *The Economic Development Institute of The World Bank*, marzo, 1988.

———, "Applications of Real Exchange Rate Analysis", *Contemporary Policy Issues*, vol. VII, abril, 1989.

Huizinga, John, "An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates", Carnegie-Rochester Series on Public Policy, vol. 27, 1987, pp. 149-214.

Lo, W. Andrew y A. Craig Mackinlay, "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, vol. 1, núm. 1, 1988, pp. 41-66.

———, "The Size and the Power of The Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Econometrics*, vol. 40, 1989, pp. 203-238.

Lothian, James R., "Multi-country evidence on the Behavior of Purchasing Power Parity under the current float", *Journal of International Money and Finance*, vol. 16, núm. 1, 1997, pp. 19-35.

Meese, Richard and Keneth Rogoff, "Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period", *The Journal of Finance*, vol. 63, 1988.

Papell, David H. y Theodoridis Hristos, "Increasing Evidence of Purchasing Power Parity Over the Current Float", Paper prepared for the Roundtable on PPP at the JIMF/LIFE Workshop, Developments in Exchange Rate Modeling, abril, 1997.

Tabla 1
Prueba de razón de varianzas

Datos trimestrales

K-ésima diferencia

	1	2	4	6	8	10	12	14	16	18
ARGENTINA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0246	0.0259	0.0289	0.0288	0.0284	0.0287	0.0281	0.0266	0.0246	
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0245	0.0253	0.0275	0.0266	0.0254	0.0249	0.0235	0.0215	0.0192	
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0499	1.1724	1.1684	1.1521	1.1643	1.1410	1.0810	1.0006	
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0354	1.1237	1.0870	1.0391	1.0164	0.9627	0.8801	0.7847	
# de Observaciones (T)	147	146	144	142	140	138	136	134	132	
z*(k)		0.6025	1.1055	0.8119	0.6086	0.5717	0.4385	0.2294	0.0016	
z(k)		0.3025	0.6059	0.3280	0.1235	0.0455	-0.0927	-0.2721	-0.4515	
ESTADOS UNIDOS										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0004
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0003	0.0003	0.0003
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2576	1.7460	2.3199	2.8205	3.2234	3.5409	3.8095	4.0659	4.3223
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2416	1.6791	2.1708	2.5651	2.8459	3.0310	3.1574	3.2582	3.3436
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.2384	4.9806	6.6259	7.5877	8.0653	8.2451	8.3036	8.3584	8.4336
z(k)		2.1478	3.4627	4.5945	5.1571	5.3287	5.2679	5.1124	4.9474	4.7894
JAPÓN										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0019	0.0024	0.0030	0.0033	0.0032	0.0033	0.0033	0.0033	0.0032	0.0028
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0018	0.0024	0.0029	0.0031	0.0029	0.0029	0.0028	0.0027	0.0025	0.0022
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3133	1.6201	1.7840	1.7346	1.7528	1.7937	1.7684	1.6975	1.5282
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2966	1.5580	1.6693	1.5775	1.5475	1.5354	1.4657	1.3603	1.1822
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.9378	4.1399	3.9356	3.0615	2.7308	2.5754	2.2710	1.9015	1.3408
z(k)		2.6360	2.8451	2.6266	1.9029	1.5806	1.3886	1.1035	0.7893	0.3723
BOLIVIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0174	0.0193	0.0120	0.0064	0.0076	0.0062	0.0047	0.0049	0.0049	
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0173	0.0189	0.0114	0.0059	0.0068	0.0054	0.0039	0.0040	0.0038	
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1087	0.6910	0.3697	0.4363	0.3566	0.2709	0.2827	0.2845	
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0934	0.6623	0.3439	0.3935	0.3113	0.2286	0.2301	0.2231	
# de Observaciones (T)	147	146	144	142	140	138	136	134	132	
z*(k)		1.3133	-1.9821	-3.0383	-2.2548	-2.2385	-2.2679	-2.0311	-1.8676	
z(k)		0.7982	-1.6544	-2.4722	-1.9180	-1.9068	-1.9180	-1.7478	-1.6296	
COLOMBIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0044	0.0047	0.0043	0.0040	0.0035	0.0037	0.0037	0.0039	0.0039	0.0040
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0044	0.0046	0.0041	0.0037	0.0032	0.0032	0.0032	0.0033	0.0031	0.0031
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0609	0.9603	0.8950	0.7996	0.8253	0.8447	0.8898	0.8807	0.8950
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0474	0.9235	0.8374	0.7272	0.7286	0.7230	0.7375	0.7058	0.6923
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		0.7651	-0.2649	-0.5273	-0.8353	-0.6337	-0.5040	-0.3258	-0.3251	-0.2667
z(k)		0.4211	-0.3901	-0.6380	-0.8989	-0.7833	-0.7183	-0.6221	-0.6446	-0.6288
ECUADOR										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0023	0.0026	0.0025	0.0026	0.0027	0.0031	0.0033	0.0035	0.0037	0.00398
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0023	0.0025	0.0024	0.0024	0.0024	0.0027	0.0028	0.0029	0.0030	0.00306
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1073	1.0835	1.1194	1.1566	1.3218	1.4425	1.5272	1.6138	1.72102
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0932	1.0419	1.0474	1.0519	1.1670	1.2348	1.2658	1.2932	1.33131
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		1.3483	0.5573	0.5993	0.6526	1.1673	1.4358	1.5583	1.6732	1.83027
z(k)		0.8283	0.2138	0.1861	0.1708	0.4821	0.6089	0.6299	0.6423	0.67708
FRANCIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0017	0.0022	0.0026	0.0028	0.0029	0.0030	0.0030	0.0030	0.0029	0.0029
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0017	0.0022	0.0025	0.0026	0.0027	0.0026	0.0026	0.0025	0.0023	0.0022
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3155	1.5524	1.6673	1.7458	1.7804	1.8018	1.7786	1.7464	1.7173
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2988	1.4929	1.5601	1.5878	1.5719	1.5423	1.4741	1.3995	1.3284
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.9655	3.6878	3.3496	3.1086	2.8307	2.6017	2.3011	2.0349	1.8207
z(k)		2.6554	2.5131	2.1980	1.9367	1.6508	1.4067	1.1235	0.8752	0.6711

Tabla 1 (continuación)

Prueba de razón de varianzas

Datos trimestrales

K-ésima diferencia

	1	2	4	6	8	10	12	14	16	18
CANADÁ										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0003	0.0004	0.0005	0.0006	0.0007	0.0008	0.0009	0.0009	0.0010	0.0010
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0003	0.0004	0.0005	0.0006	0.0007	0.0007	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2695	1.7024	2.1048	2.4697	2.7729	2.9502	3.0504	3.1717	3.2823
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2533	1.6372	1.9695	2.2461	2.4481	2.5253	2.5282	2.5416	2.5391
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.3873	4.6895	5.5459	6.1257	6.4309	6.3282	6.0600	5.9204	5.7935
z(k)		2.2517	3.2488	3.8045	4.1060	4.1804	3.9563	3.6214	3.3774	3.1453
DINAMARCA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0022	0.0027	0.0033	0.0038	0.0042	0.0046	0.0048	0.0049		
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0021	0.0026	0.0031	0.0035	0.0037	0.0038	0.0038	0.0038		
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2507	1.5300	1.7691	1.9474	2.1016	2.2142	2.2850		
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2294	1.4513	1.6161	1.7097	1.7691	1.7827	1.7547		
# de Observaciones (T)	119	118	116	114	112	110	108	106		
z*(k)		2.7236	3.0512	3.3219	3.3895	3.4219	3.3657	3.2360		
z(k)		1.7622	1.9841	2.0801	2.0072	1.9013	1.7342	1.5239		
ALEMANIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0017	0.0022	0.0026	0.0029	0.0031	0.0032	0.0032	0.0032	0.0033	0.0032
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0017	0.0021	0.0025	0.0027	0.0028	0.0028	0.0027	0.0026	0.0026	0.0025
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2513	1.5068	1.6869	1.7887	1.8625	1.8665	1.8628	1.8948	1.8516
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2354	1.4490	1.5785	1.6267	1.6443	1.5978	1.5439	1.5184	1.4323
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.1592	3.3832	3.4481	3.2871	3.1285	2.8118	2.5499	2.4394	2.1618
z(k)		2.0925	2.2894	2.2700	2.0650	1.8601	1.5504	1.2888	1.1357	0.8835
GUATEMALA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0027	0.0035	0.0035	0.0030	0.0026	0.0024	0.0024	0.0023	0.0024	0.00263
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0026	0.0035	0.0033	0.0028	0.0023	0.0021	0.0020	0.0019	0.0019	0.00202
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3216	1.3106	1.1233	0.9684	0.9195	0.8960	0.8554	0.9109	0.98585
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3048	1.2603	1.0511	0.8807	0.8118	0.7670	0.7090	0.7300	0.76261
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		4.0424	2.0734	0.6189	-0.1318	-0.2919	-0.3373	-0.4273	-0.2428	-0.0359
z(k)		2.7091	1.3273	0.2005	-0.3931	-0.5431	-0.6043	-0.6896	-0.5916	-0.4851
HONDURAS										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0021	0.0028	0.0032	0.0030	0.0027	0.0025	0.0025	0.0026	0.0029	0.0031
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0021	0.0028	0.0031	0.0027	0.0024	0.0022	0.0021	0.0022	0.0023	0.0024
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3242	1.5189	1.3850	1.2625	1.1842	1.1688	1.2308	1.3416	1.4545
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3074	1.4606	1.2960	1.1482	1.0455	1.0005	1.0201	1.0751	1.1251
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		4.0757	3.4640	1.9326	1.0940	0.6683	0.5478	0.6820	0.9313	1.1537
z(k)		2.7323	2.3487	1.1614	0.4882	0.1315	0.0013	0.0476	0.1645	0.2557
ISRAEL										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0024	0.0028	0.0030	0.0029	0.0027	0.0025	0.0024	0.0024	0.0025	0.0025
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0024	0.0027	0.0028	0.0027	0.0024	0.0022	0.0021	0.0020	0.0020	0.0019
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1599	1.2418	1.2108	1.1383	1.0713	1.0128	0.9949	1.0363	1.0468
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1451	1.1942	1.1329	1.0353	0.9458	0.8670	0.8246	0.8304	0.8098
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		2.0098	1.6141	1.0580	0.5766	0.2586	0.0415	-0.0150	0.0989	0.1188
z(k)		1.2901	0.9900	0.5217	0.1162	-0.1564	-0.3451	-0.4156	-0.3716	-0.3888
ITALIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0015	0.0020	0.0025	0.0027	0.0028	0.0029	0.0029	0.0028	0.0028	0.0028
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0015	0.0020	0.0023	0.0025	0.0025	0.0025	0.0024	0.0023	0.0022	0.0021
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3105	1.6119	1.7828	1.8390	1.8945	1.8898	1.8497	1.8316	1.8291
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2939	1.5501	1.6682	1.6725	1.6726	1.6176	1.5331	1.4677	1.4149
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.9034	4.0851	3.9297	3.4967	3.2446	2.8872	2.5114	2.2671	2.1047
z(k)		2.6120	2.8049	2.6223	2.2158	1.9416	1.6020	1.2632	1.0247	0.848

Tabla 1 (continuación)

Prueba de razón de varianzas

Datos trimestrales

K-ésima diferencia

	1	2	4	6	8	10	12	14	16	18
COREA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0007	0.0010	0.0011	0.0013	0.0015	0.0018	0.0020			
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0007	0.0010	0.0011	0.0012	0.0013	0.0015	0.0016			
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3005	1.4968	1.7361	1.9992	2.4406	2.7173			
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2882	1.4689	1.5857	1.8062	2.0340	2.1251			
# de Observaciones (T)	107	106	104	102	100	98	96			
z*(k)		3.0942	2.7079	3.0072	3.3779	4.2239	4.4880			
z(k)		2.0983	1.9522	1.8705	2.1547	2.4127	2.3502			
MÉXICO										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0037	0.0042	0.0049	0.0052	0.0049	0.0043	0.0037	0.0033	0.0031	0.00309
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0036	0.0042	0.0047	0.0048	0.0044	0.0038	0.0032	0.0027	0.0025	0.00238
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1595	1.3445	1.4161	1.3275	1.1741	1.0147	0.8898	0.8465	0.84477
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1448	1.2930	1.3251	1.2073	1.0366	0.8686	0.7375	0.6783	0.65348
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		2.0054	2.3000	2.0890	1.3650	0.6315	0.0476	-0.3256	-0.4186	-0.394
z(k)		1.2870	1.4938	1.2758	0.6831	0.1056	-0.3409	-0.6220	-0.7048	-0.7082
PARAGUAY										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0050	0.0070	0.0067	0.0056	0.0044	0.0040	0.0044	0.0047	0.0044	0.0044
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0050	0.0069	0.0064	0.0052	0.0040	0.0035	0.0038	0.0038	0.0035	0.0034
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.4014	1.3412	1.1239	0.8846	0.7949	0.8881	0.9365	0.8809	0.8880
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3836	1.2898	1.0516	0.8045	0.7018	0.7602	0.7762	0.7059	0.6869
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		5.0457	2.2780	0.6218	-0.4811	-0.7440	-0.3631	-0.1877	-0.3248	-0.2842
z(k)		3.4095	1.4776	0.2026	-0.6442	-0.8609	-0.6219	-0.5304	-0.6444	-0.6398
PERÚ										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0089	0.0103	0.0093	0.0088	0.0090	0.0098	0.0106	0.0112	0.0120	
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0089	0.0101	0.0088	0.0081	0.0081	0.0085	0.0089	0.0091	0.0093	
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1532	1.0407	0.9838	1.0067	1.0975	1.1855	1.2595	1.3413	
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1373	0.9975	0.9153	0.9079	0.9581	1.0003	1.0254	1.0519	
# de Observaciones (T)	147	146	144	142	140	138	136	134	132	
z*(k)		1.8510	0.2613	-0.0782	0.0269	0.3393	0.5770	0.7346	0.8909	
z(k)		1.1731	-0.0121	-0.3194	-0.2912	-0.1159	0.0007	0.0577	0.1090	
FILIPINAS										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0031	0.0039	0.0041	0.0043	0.0039	0.0038	0.0038	0.0039	0.0039	0.0040
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0031	0.0039	0.0040	0.0040	0.0035	0.0033	0.0032	0.0032	0.0031	0.0030
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2602	1.3287	1.3645	1.2555	1.2169	1.2015	1.2483	1.2630	1.2662
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2441	1.2777	1.2768	1.1419	1.0744	1.0285	1.0346	1.0121	0.9795
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.2702	2.1943	1.8297	1.0650	0.7868	0.6539	0.7340	0.7169	0.6757
z(k)		2.1700	1.4162	1.0861	0.4674	0.2148	0.0739	0.0821	0.0264	-0.042
PORTUGAL										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0015	0.0018	0.0020	0.0023	0.0024	0.0027	0.0029	0.0030	0.0030	0.0031
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0015	0.0018	0.0019	0.0021	0.0022	0.0024	0.0024	0.0024	0.0024	0.0024
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2052	1.3097	1.5067	1.6117	1.7740	1.8812	1.9487	1.9940	2.0721
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1899	1.2595	1.4099	1.4658	1.5663	1.6103	1.6151	1.5979	1.6029
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		2.5793	2.0678	2.5437	2.5495	2.8077	2.8595	2.8039	2.7098	2.7214
z(k)		1.6877	1.3233	1.6084	1.5347	1.6346	1.5830	1.4576	1.3098	1.2321
EL SALVADOR										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0026	0.0031	0.0028	0.0024	0.0023	0.0022	0.0022	0.0021	0.0019	0.00186
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0026	0.0030	0.0027	0.0022	0.0021	0.0020	0.0019	0.0017	0.0015	0.00143
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1952	1.0866	0.9165	0.8908	0.8746	0.8565	0.8252	0.7555	0.72297
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1800	1.0449	0.8576	0.8101	0.7721	0.7331	0.6839	0.6054	0.55926
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		2.4540	0.5779	-0.4193	-0.4552	-0.4550	-0.4658	-0.5167	-0.6665	-0.7032
z(k)		1.6001	0.2289	-0.5590	-0.6256	-0.6578	-0.6922	-0.7490	-0.8645	-0.9007

Tabla 1 (continuación)

Prueba de razón de varianzas

Datos trimestrales

K-ésima diferencia

	1	2	4	6	8	10	12	14	16	18
ESPAÑA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0025	0.0030	0.0038	0.0042	0.0044	0.0048	0.0049	0.0048	0.0048	0.0047
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0025	0.0029	0.0036	0.0039	0.0040	0.0042	0.0042	0.0040	0.0038	0.0036
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1938	1.5201	1.6777	1.7910	1.9344	1.9739	1.9570	1.9404	1.9074
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1786	1.4618	1.5699	1.6288	1.7079	1.6897	1.6220	1.5549	1.4755
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		2.4357	3.4724	3.4021	3.2966	3.3894	3.1604	2.8283	2.5638	2.3033
z(k)		1.5874	2.3549	2.2363	2.0719	2.0434	1.7889	1.4738	1.2158	0.9717
SUIZA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0020	0.0026	0.0030	0.0033	0.0033	0.0033	0.0031	0.0029	0.0029	0.0029
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0020	0.0025	0.0029	0.0030	0.0030	0.0029	0.0027	0.0024	0.0023	0.0022
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2694	1.5007	1.6123	1.6380	1.6245	1.5484	1.4494	1.4062	1.4316
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2532	1.4432	1.5087	1.4897	1.4343	1.3255	1.2013	1.1268	1.1074
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.3859	3.3428	3.0737	2.6591	2.2654	1.7796	1.3281	1.1074	1.0956
z(k)		2.2508	2.2597	1.9961	1.6135	1.2536	0.8441	0.4770	0.2779	0.2195
TAILANDIA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0004	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005	0.0005		
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0004	0.0005	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004		
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2208	1.2995	1.3597	1.2790	1.2087	1.2146	1.2269		
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2014	1.2368	1.2497	1.1330	1.0300	0.9935	0.9611		
# de Observaciones (T)	127	126	124	122	120	118	116	114		
z*(k)		2.4788	1.7825	1.6074	1.0332	0.6714	0.6165	0.5926		
z(k)		1.5983	1.0767	0.8723	0.3894	0.0768	-0.0149	-0.0815		
REINO UNIDO										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0019	0.0022	0.0023	0.0024	0.0025	0.0026	0.0027	0.0027	0.0027	0.0025
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0019	0.0021	0.0022	0.0022	0.0023	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0019
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1385	1.2364	1.2596	1.3170	1.3907	1.4182	1.4177	1.4088	1.2962
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1240	1.1890	1.1787	1.1978	1.2278	1.2140	1.1750	1.1289	1.0027
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		1.7411	1.5781	1.3034	1.3213	1.4170	1.3570	1.2345	1.1144	0.7519
z(k)		1.1024	0.9636	0.7011	0.6517	0.6576	0.5550	0.4148	0.2824	0.0055
URUGUAY										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0078	0.0080	0.0081	0.0084	0.0081	0.0089	0.0097	0.0099		
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0077	0.0078	0.0077	0.0077	0.0071	0.0076	0.0078	0.0077		
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0276	1.0422	1.0813	1.0324	1.1458	1.2371	1.2733		
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0113	0.9920	0.9938	0.9146	0.9764	1.0119	0.9974		
# de Observaciones (T)	127	126	124	122	120	118	116	114		
z*(k)		0.3104	0.2512	0.3633	0.1201	0.4689	0.6812	0.7138		
z(k)		0.0894	-0.0365	-0.0215	-0.2501	-0.0605	0.0274	-0.0054		
VENEZUELA										
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.0047	0.0061	0.0052	0.0043	0.0034	0.0029	0.0030	0.0033	0.0035	0.0035
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.0047	0.0060	0.0050	0.0040	0.0031	0.0026	0.0025	0.0028	0.0028	0.0027
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2944	1.1136	0.9106	0.7237	0.6189	0.6324	0.7123	0.7461	0.7544
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2779	1.0709	0.8520	0.6582	0.5465	0.5413	0.5904	0.5979	0.5835
# de Observaciones (T)	159	158	156	154	152	150	148	146	144	142
z*(k)		3.7006	0.7581	-0.4489	-1.1516	-1.3822	-1.1930	-0.8502	-0.6921	-0.6236
z(k)		2.4704	0.3613	-0.5806	-1.1263	-1.3093	-1.1897	-0.9706	-0.8809	-0.8511

Tabla 2
Prueba de razón de varianzas
Datos Anuales

	K-ésima diferencia					*K-ésima diferencia*			
	1	2	3	4		1	2	3	4
ARGENTINA					*ECUADOR*				
σ^{*2} = (1/k)* Varianza Insesgada	0.082150	0.099401	0.099216	0.088848	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.007375	0.008997	0.011896	0.013745
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.082150	0.091037	0.085141	0.070977	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.007186	0.008299	0.010341	0.011199
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2100	1.2077	1.0815	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2199	1.6130	1.8637
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1082	1.0364	0.8640	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1548	1.4391	1.5585
# de Observaciones (T)	36	35	34	33	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		1.242341	0.812587	0.250357	Estadístico z*(k)		1.3557532	2.5013796	2.7700948
Estadístico z(k)		0.452556	0.106148	-0.318953	Estadístico z(k)		0.6749240	1.3353526	1.3680708
ESTADOS UNIDOS					*FRANCIA*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.000493	0.000857	0.001091	0.001266	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.008432	0.010279	0.010789	0.010728
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.000480	0.000790	0.000948	0.001032	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.008216	0.009481	0.009379	0.008741
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.7383	2.2130	2.5680	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2190	1.2795	1.2723
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.6456	1.9743	2.1474	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1540	1.1415	1.0639
# de Observaciones (T)	39	38	37	36	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z* (k)		4.551413	4.949501	5.028631	Estadístico z*(k)		1.3502932	1.1406072	0.8732901
Estadístico z(k)		2.814024	2.963287	2.810562	Estadístico z(k)		0.6712692	0.4304755	0.1566121
JAPÓN					*ALEMANIA*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.009114	0.011073	0.011638	0.011058	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.008176	0.010714	0.011563	0.011823
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.008880	0.010213	0.010117	0.009010	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.007966	0.009882	0.010051	0.009633
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.2149	1.2769	1.2133	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3104	1.4143	1.4461
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1501	1.1392	1.0146	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2405	1.2617	1.2092
# de Observaciones (T)	39	38	37	36	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		1.325004	1.130023	0.684076	Estadístico z*(k)		1.9135620	1.6903687	1.4305799
Estadístico z(k)		0.654341	0.423438	0.035764	Estadístico z(k)		1.0483081	0.7960521	0.5125441
BOLIVIA					*GUATEMALA*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.016745	0.011769	0.009013	0.009045	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.005920	0.006649	0.006493	0.007206
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.016745	0.010779	0.007734	0.007226	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.005768	0.006133	0.005644	0.005871
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.7028	0.5383	0.5402	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1231	1.0968	1.2172
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.6437	0.4619	0.4315	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0632	0.9785	1.0179
# de Observaciones (T)	36	35	34	33	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		-1.758042	-1.806144	-1.411980	Estadístico z*(k)		0.759098	0.394948	0.696685
Estadístico z(k)		-1.490518	-1.568839	-1.333215	Estadístico z(k)		0.275537	-0.065368	0.043817
CANAD`					*HONDURAS*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.001705	0.002706	0.003311	0.003619	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.008965	0.008966	0.008777	0.010184
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.001661	0.002496	0.002878	0.002949	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.008735	0.008270	0.007630	0.008298
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.5871	1.9419	2.1226	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0001	0.9790	1.1360
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.5024	1.7325	1.7750	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.9467	0.8734	0.9499
# de Observaciones (T)	39	38	37	36	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		3.6191076	3.8435123	3.6002676	Estadístico z*(k)		0.000688	-0.085569	0.436084
Estadístico z(k)		2.1899601	2.2278347	1.8982888	Estadístico z(k)		-0.232125	-0.384898	-0.122624
COLOMBIA					*ISRAEL*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.010310	0.010406	0.012132	0.012879	σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.009505	0.009458	0.008746	0.008951
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.010046	0.009598	0.010546	0.010494	σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.009261	0.008724	0.007603	0.007293
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0093	1.1767	1.2492	Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.9951	0.9201	0.9417
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.9555	1.0498	1.0446	Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.9420	0.8209	0.7875
# de Observaciones (T)	39	38	37	36	# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		0.057399	0.721102	0.799140	Estadístico z*(k)		-0.030482	-0.325834	-0.186928
Estadístico z(k)		-0.194164	0.151516	0.109253	Estadístico z(k)		-0.252989	-0.544669	-0.520532
DINAMARCA					*ITALIA*				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.010437	0.014756	0.017270		σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.008262	0.009871	0.010454	0.010350
σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.010077	0.013212	0.014213		σ^2 = (1/k)* Varianza Sesgada	0.008050	0.009105	0.009087	0.008433
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.4138	1.6547		Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1947	1.2653	1.2527
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3111	1.4104		Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1310	1.1289	1.0476
# de Observaciones (T)	29	28	27		# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		2.1897097	2.2820433		Estadístico z*(k)		1.2005013	1.0825862	0.8105178
Estadístico z(k)		1.1639552	1.0662050		Estadístico z(k)		0.5710021	0.3918931	0.1165204

Tabla 2 (continuación)

Prueba de razón de varianzas

Datos trimestrales

K-ésima diferencia

	1	2	3	4
MÉXICO				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.014849	0.016398	0.013108	0.010968
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.014468	0.015125	0.011395	0.008937
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1043	0.8828	0.7386
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0454	0.7876	0.6177
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		0.643052	-	-
Estadístico z(k)		0.197858	-	-
PARAGUAY				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.019002	0.013514	0.014524	0.014835
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.018515	0.012465	0.012625	0.012087
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.7112	0.7643	0.7807
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.6732	0.6819	0.6529
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		-1.780355	-0.961594	-0.703301
Estadístico z(k)		-1.424313	-0.967432	-0.850331
PERÚ				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.020145	0.029662	0.034923	0.041016
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.019585	0.027162	0.029969	0.032766
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.4724	1.7336	2.0360
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3868	1.5302	1.6730
# de Observaciones (T)	36	35	34	33
Estadístico z*(k)		2.7949035	2.8694199	3.1812583
Estadístico z(k)		1.6182845	1.5456548	1.5782996
FILIPINAS				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.013909	0.014328	0.014023	0.014705
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.013552	0.013216	0.012190	0.011982
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.0301	1.0082	1.0572
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.9752	0.8995	0.8841
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		0.1856991	0.0334438	0.1835415
Estadístico z(k)		-	-	-
PORTUGAL				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.006021	0.003627	0.010190	0.011198
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.005867	0.003345	0.008858	0.009124
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.6024	1.6924	1.8598
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.5702	1.5099	1.5552
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		-2.451023	2.825338	2.757571
Estadístico z(k)		-1.873242	1.550776	1.360072
EL SALVADOR				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.008207	0.007648	0.007466	0.006812
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.007997	0.007054	0.006490	0.005550
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.9319	0.9097	0.8300
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.8822	0.8116	0.6941
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		-0.419874	-0.368418	-0.545139
Estadístico z(k)		-0.513639	-0.572986	-0.749316

K-ésima diferencia

	1	2	3	4
ESPAÑA				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.010717	0.015085	0.017564	0.017590
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.010442	0.013914	0.015268	0.014332
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.4076	1.6389	1.6413
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.3325	1.4621	1.3725
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		2.512472	2.606959	2.056792
Estadístico z(k)		1.449204	1.405560	0.912496
SUIZA				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.009504	0.011337	0.011006	0.010363
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.009260	0.010457	0.009567	0.008444
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1929	1.1580	1.0904
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1292	1.0332	0.9118
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		1.188907	0.644868	0.289870
Estadístico z(k)		0.563241	0.100822	-0.216009
TAILANDIA				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.001418	0.001611	0.001638	
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.001372	0.001453	0.001367	
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1361	1.1551	
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.0591	0.9964	
# de Observaciones (T)	31	30	29	
Estadístico z*(k)		0.745490	0.560469	
Estadístico z(k)		0.228984	-0.009808	
REINO UNIDO				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.006291	0.008253	0.009404	0.009250
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.006130	0.007612	0.008175	0.007537
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.3119	1.4948	1.4704
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.2419	1.3336	1.2296
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		1.922521	2.019141	1.508490
Estadístico z(k)		1.054305	1.014677	0.562304
URUGUAY				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.023599	0.027902	0.033568	
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.022838	0.025172	0.028020	
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	1.1823	1.4224	
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	1.1022	1.2269	
# de Observaciones (T)	31	30	29	
Estadístico z*(k)		0.998708	1.526031	
Estadístico z(k)		0.395903	0.610948	
VENEZUELA				
σ^{*2} = (1/k)*Varianza Insesgada	0.016891	0.011399	0.010443	0.012614
σ^{2} = (1/k)* Varianza Sesgada	0.016458	0.010514	0.009078	0.010278
Razón de Varianzas (VR*(k))	1.0000	0.6749	0.6183	0.7468
Razón de Varianzas (VR(k))	1.0000	0.6388	0.5516	0.6245
# de Observaciones (T)	39	38	37	36
Estadístico z*(k)		-2.004320	-1.557675	-0.812084
Estadístico z(k)		-1.574230	-1.363809	-0.919809