

TESIS
PE2000
L7

UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
VICE-RECTORADO ACADÉMICO
DIRECCIÓN GENERAL DE LOS ESTUDIOS DE POST-GRADO
POST GRADO EN POLÍTICA ECONÓMICA

TRABAJO ESPECIAL DE GRADO
EL TIPO DE CAMBIO Y LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO
CASO: VENEZUELA y EE.UU.
Enero 1990- Marzo 2000

Autor:

Lic. Rosa Alicia Linzalata

Asesor:

Profesor: Antonio Aguirre

Caracas, Julio de 2000

ÍNDICE DE CONTENIDO

RESUMEN.....	1
INTRODUCCIÓN.....	2-3.
CAPÍTULO 1	
Planteamiento del Problema.....	4
Hipótesis.....	4
Teorías.....	4-9
CAPÍTULO 2	
Los Tipos de Cambio y sus Determinantes.....	10
La Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo.....	11-14
Los Tipos de Cambio y la Paridad de Poder Adquisitivo.....	15
CAPÍTULO 3	
Estacionaridad de las variables.....	16
Análisis de Cointegración.....	17-19
CAPÍTULO 4	
Modelo de Cointegración para la Paridad de Poder Adquisitivo.....	20
Metodología para el contraste de la PPA.....	20
Resultados.....	21-26
CONCLUSIONES.....	27
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	28
ANEXOS.....	29

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo fue contrastar para el caso venezolano la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo, mediante los Métodos de Cointegración. Adicionalmente, se efectuó un contraste de hipótesis a fin de verificar si el coeficiente estimado en la relación era estadísticamente diferente de uno, requerimiento para la verificación de la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo.

INTRODUCCIÓN

El enfoque más utilizado para analizar la competitividad externa de un país se basa en comparar la tendencia de los tipos de cambio y los precios en función al concepto de Paridad de Poder Adquisitivo (PPA). Este es un concepto tradicionalmente aceptado y utilizado dentro de la literatura económica, bajo el cual se considera que cualquier shock que afecte el tipo de cambio real de equilibrio tiene carácter temporal. Así, de acuerdo a la PPA, es de esperar que cualquier diferencia entre las inflaciones internas y externas sea cubierta paulatinamente por una variación en el tipo de cambio nominal, de tal forma que se mantenga el poder de compra de la moneda nacional con respecto a la moneda extranjera.

Empíricamente, la validez de la PPA ha sido examinada para diversos países y diferentes períodos de tiempo mediante una regresión del tipo de cambio nominal contra la razón de precios internos y externos. Los resultados de estos estudios no son uniformes, algunos trabajos concluyen que la PPA no se cumple en el largo plazo, mientras que otros sugieren que sí.

El propósito de este estudio fue analizar las relaciones de largo plazo de los precios relativos con el tipo de cambio bilateral entre Venezuela y su principal socio comercial (EE.UU.), utilizando para ello los métodos de cointegración.

El capítulo 1, está referido al planteamiento del problema, formulación de la hipótesis de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA) y al marco teórico

En el capítulo 2 se realiza una breve descripción de las variables objeto de estudio, a saber: Tipo de Cambio y Razón de Precios Internos y Externos así como su interrelación.

En el capítulo 3 se esboza el método estadístico aplicado.

En el capítulo 4 se muestra el análisis empírico del estudio. Del análisis estadístico aplicado se determinó la relación de largo plazo entre el Tipo de Cambio Nominal y la Relación de Precios Internos y externos durante el período de estudio.

Finalmente, se presentan las conclusiones.

CAPÍTULO 1

1. Planteamiento del Problema

¿Existe una relación de largo plazo entre los relativos de precios de Venezuela y E.E.U.U. y los tipos de cambio nominales?

Para resolver esta incógnita, se propone realizar un análisis econométrico para determinar si ambas variables cointegran.

2. Hipótesis

Los cambios en la razón de los niveles de precios de dos países inducen modificaciones en el tipo de cambio nominal, de modo que se mantenga constante la paridad de compra.

3. Teorías

A continuación se presentan algunos antecedentes de que la inflación relativa entre las economías es uno de los fundamentos que determina el tipo de cambio.

Henry Thornton (1760-1815):

Explicó el mecanismo de autoajuste que mantiene al tipo de cambio cercano a su paridad de poder adquisitivo. En su obra clásica: The Paper Credit of Great Britain, el autor aduce que la subida del nivel de precios en un país producirá automáticamente una subida más o menos equivalente del tipo de cambio. Explica que el alza de los precios británicos en relación con los precios externos haría que los bienes externos, al tipo de cambio preexistente, parecieran relativamente baratos a los británicos, cuyo deseo de adquirirlos aumentaría la oferta de libras destinadas a comprar divisas. Al propio tiempo, los bienes británicos resultarían excesivamente caros para los extranjeros, cuya renuencia a comprarlos reduciría la oferta de

Walter Boyd (1764-1837). Ellos también niegan que los shocks reales afecten al tipo de cambio siquiera temporalmente. Suponen que estos shocks son automáticamente autocorregidos y no causan ningún efecto en el tipo de cambio. A su juicio, el tipo de cambio siempre estará en equilibrio de paridad de poder adquisitivo determinado por las masas relativas de dinero, y las subidas del tipo de cambio son únicamente el resultado de la emisión excesiva de moneda.

Gustav Cassel (1920):

Este economista sueco fue quien introdujo la frase: **“Paridad de Poder Adquisitivo”** en sus publicaciones durante e inmediatamente después de la primera guerra mundial. Lo hizo para explicar el comportamiento de los tipos de cambio europeos durante y después de la guerra en los episodios de hiperinflación de los primeros años de la década de 1920. Sus aportaciones incluyen lo siguiente:

En primer lugar, bautizó la teoría con el nombre que hoy lleva.

En segundo lugar, aclaró el concepto de paridad de poder adquisitivo definiéndolo en su versión absoluta, como el cociente entre los precios en el mercado interno y los precios en el mercado externo y, en su versión relativa como el tipo de cambio del período anterior multiplicado por el cociente del grado de inflación en ambos países.

En tercer lugar, el autor aduce que una cierta cantidad de productos básicos debe costar lo mismo en ambos países, si el tipo de cambio se mantiene en su equilibrio. No obstante, indica que esto es rigurosamente cierto sólo si la cesta de bienes es idéntica en ambos países.

En cuarto lugar, Cassel concluyó que ningún país aumentaría su competitividad en los mercados externos mediante la simple deflación de su nivel de precios, ya que la deflación sería contrarrestada con una baja idéntica del tipo de cambio de equilibrio, que deje sin alteración al tipo de cambio real y, por ende, a la exportación real.

En quinto lugar, identificó las causas de las desviaciones transitorias de la paridad de poder adquisitivo y describió los mecanismos autocorrectores que sirven para eliminar tales desviaciones. Entre las causas de las desviaciones transitorias señaló las siguientes:

- 1) Expectativas de depreciación futura de la moneda como previsiones de futuro aumento inflacionario del dinero.
- 2) Especulación contra la moneda.
- 3) Ventas forzadas de la moneda de un país en el extranjero a precios arbitrariamente bajos.
- 4) Fracaso de los precios de exportación para moverse equiproporcionalmente con los precios generales, como reacción a los shocks monetarios.
- 5) Perturbaciones fortuitas de la balanza de pagos.

Con respecto a los mecanismos de autoajuste señaló que, el desviarse de la paridad de poder adquisitivo afecta a las corrientes comerciales en un sentido que contrarresta esa desviación y representa una corrección de la misma.

Por último, Casell aduce que el tipo de cambio se determina por las masas relativas de dinero nacionales que actúan mediante niveles relativos de precios. Es decir, que el tipo de cambio entre dos países debe variar como el cociente entre las cantidades de sus respectivos medios circulantes.

De lo señalado anteriormente Casell dedujo dos consecuencias:

- 1) En un régimen de tipo de cambio flotante la inflación es enteramente de factura interna y no puede importarse del extranjero. El alza de precios externos quedará neutralizada con la correspondiente baja de la tasa de cambio de equilibrio, quedando inalterados los precios de importación y, con ello, el nivel de precios internos. Si el nivel de precios internos sube se deberá a la expansión monetaria interna y no a la subida de precios externos.
- 2) La depreciación del tipo de cambio no puede causar por sí misma inflación interna. La subida del tipo de cambio de equilibrio es la consecuencia y no la causa de la inflación interna. Sólo si la moneda B se cotizara por encima de la paridad de poder adquisitivo podría el alto precio de esta moneda ejercer alguna influencia para aumentar los precios del país A. Pero incluso esta influencia no sería capaz de elevar el nivel general de precios, a menos que cuente con el apoyo de una oferta más abundante de medios de pagos.

Gustav Cassel presentó evidencias que establecían una correlación entre los tipos de cambio y los índices de precios para un grupo de países industrializados.

Ludwing Von Mises (1920):

Economista austríaco, realizó trabajos donde se destacan las siguientes consideraciones:

- 1) La igualación del valor del dinero. Los tipos de cambio se establecerán en una cuantía tal que no haya diferencia entre usar una moneda directamente para comprar un producto o cambiar primero esta moneda en divisas y luego gastar éstas en el producto deseado.
- 2) Estabilidad del equilibrio. Si el tipo de cambio se desvía de su nivel de paridad de poder adquisitivo surgirá el arbitraje, en cuyo caso será ventajoso comprar productos con el dinero que está legalmente sub-valorado. Siempre que estas oportunidades de beneficio existan, los compradores aparecerán en el mercado de divisas en demanda del dinero sub-valorado, lo que hace que el tipo de cambio suba hasta alcanzar su nivel de paridad de poder adquisitivo.
- 3) Función causal del dinero. En este sentido, el autor manifiesta que los tipos de cambio suben porque la cantidad de dinero interno ha aumentado y han subido los precios de los productos básicos.

Críticas de la Teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo:**Bresciani-Turroni (1934):**

El análisis realizado por este economista italiano acerca de la teoría de la paridad de poder adquisitivo, concluye que:

- 1) La versión absoluta de la teoría es, en general, inexacta. La condición de equilibrio no es que el tipo de cambio iguale a la paridad de poder adquisitivo sino más bien que, el tipo de cambio iguale a la paridad de poder adquisitivo multiplicada por la relación de intercambio, los relativos obstáculos al comercio y las estructuras relativas de precios internos.
- 2) La versión relativa de la teoría se cumple en el caso de modificaciones monetarias y no se cumplirá exactamente en el caso de modificaciones reales a los otros factores ajenos a la paridad de poder adquisitivo.
- 3) El autor dio por sentado que el arbitraje se cumpliría, pero destacó que lo esencial de la teoría de la paridad de poder adquisitivo no era la Ley de un solo precio, sino que los tipos de cambio indican las condiciones monetarias de los países en cuestión, por lo que no deben compararse

CAPÍTULO 2

1. Tipos de Cambio

El tipo de cambio de una moneda es el precio que equilibra la oferta y la demanda de la misma en cada momento. Son por lo tanto, los flujos internacionales de comercio y capital los que determinan ambas curvas. La oferta de una divisa dependerá de las exportaciones de bienes y servicios del país, de las transferencias recibidas de otros países y de las entradas de capital externo. Por su parte, la demanda de una divisa dependerá de las importaciones de bienes y servicios, de las transferencias realizadas a otros países y de las salidas de capital. Sobre estos movimientos inciden factores tales como los que se mencionan a continuación:

1) Diferenciales de inflación:

Si la inflación en Venezuela es superior a la de E.E.U.U., la capacidad adquisitiva del bolívar disminuirá más rápidamente que la del dólar, lo que aumentará la demanda de dólares para adquirir bienes y servicios o activos financieros norteamericanos y producirá una depreciación del bolívar respecto al dólar. Similar razonamiento fue lo que llevó a Gustav Cassel a enunciar la teoría de la paridad de poder adquisitivo, según la cual el tipo de cambio de equilibrio es el que permite la igualdad de poder adquisitivo de las monedas, de forma tal que cuando éste varía, varía también el tipo de cambio. Esta proposición que fundamentalmente toma en cuenta la balanza de mercancías, ignora, que hay bienes que no son objeto de comercio internacional y cuyo precio no tiende a unificarse; ignora que el comercio de servicios es hoy día muy intenso y que hay servicios no comercializables e ignora, también, que las transacciones por cuenta de capital son, en la actualidad mucho más importantes que las de cuenta corriente, y que en ellas inciden las expectativas de los agentes económicos. No obstante, resulta indudable que la paridad de poder de adquisitivo permita explicar buena parte de los movimientos del tipo de cambio.

2) Diferenciales de Intereses:

Si los tipos de interés aplicados en Venezuela son superiores a los de E.E.U.U., el capital norteamericano se desplazará a Venezuela en busca

de mayor rentabilidad, apreciándose el bolívar con respecto al dólar. La teoría de la paridad de intereses es una de las más influyentes entre los operadores internacionales, sirve para determinar el valor futuro de una moneda.

3) Ritmo de crecimiento de los países:

Si el ingreso de E.E.U.U. crece a mayor ritmo que el de Venezuela, la demanda norteamericana de bienes, servicios y activos financieros venezolanos aumentará más deprisa que la demanda venezolana de bienes, servicios y activos financieros norteamericanos. Por lo tanto, se esperaría que aumenten las exportaciones venezolanas hacia EE.UU. y que el bolívar se aprecie con relación al dólar.

4) Las expectativas de los agentes económicos:

Los mercados de divisas reflejan los cambios de expectativas de los agentes económicos. Un proceso inflacionario en cualquier país producirá, por lo general, la venta de su moneda ante la posibilidad que se deprecie, lo que acelerará esta tendencia. La modificación de las expectativas desencadenará, además, operaciones de cobertura y especulación que acentuará la volatilidad de los mercados de divisas.

5) Intervención de la autoridad monetaria:

Los controles u objetivos impuestos por la autoridad monetaria pueden influir notablemente sobre las cotizaciones de la moneda. Este impacto dependerá de la su capacidad de intervención para lograr la tasa de cambio objetivo.

2. Paridad de Poder Adquisitivo (PPA)

La teoría de la paridad de poder adquisitivo se ocupa de la determinación del tipo de cambio nominal y sus movimientos a largo plazo cuando la balanza comercial es igual a cero y la relación real de intercambio y sus determinantes reales fundamentales se mantienen constantes. Bajo estas condiciones y suponiendo que todos los bienes son exportables, el tipo de cambio de equilibrio puede expresarse de la siguiente forma:

$$E = T(P/P^*)$$

Donde:

T es el término real de intercambio, es decir, la cantidad de exportación necesaria para comprar una unidad de importación.

P es el nivel de precios internos y P^* el nivel de precios externos.

Usualmente T se asume como una constante. En el caso en que cada país produce sólo un bien, parte del cual se exporta al otro, los factores que influyen en los términos de intercambio son los costos de transporte, tarifas, cuotas y diferencias en tecnologías. Para una economía de múltiples bienes, además de los factores ya mencionados que actúan sobre los términos de intercambio están la existencia de bienes no transables o de servicios y la combinación de la política fiscal y monetaria. Los supuestos básicos de la PPA se refieren a la existencia de libre movilidad de bienes en los países involucrados; además, que en esos países se producen los mismos bienes y existe similitud en las canastas de consumo para medir los precios. La aplicación de la PPA es muy conocida en cuanto a su alcance para explicar la determinación del tipo de cambio en el largo plazo. La teoría tiene dos interpretaciones equivalentes según la relación se exprese en forma absoluta o relativa.

En la versión absoluta se dice que los tipos de cambio nominales de los dos países se ajustan hasta el momento en que se iguala el poder de compra entre ellos, lo que se denomina tendencia a la paridad de poder adquisitivo. Es decir,

$$E = T (P/P^*)$$

Suponiendo que $T=1$, P es el nivel de precios domésticos y P^* el nivel de precios del extranjero. La ecuación anterior muestra que hay un solo bien producido en un mercado mundial perfectamente competitivo sin costo de transporte o barrera comercial. Si $P > EP^*$, los bienes serán más baratos importarlos que comprarlos en el país y un aumento de las importaciones conducirá a una mayor demanda de divisa con lo cual se obligaría al tipo de cambio a llegar al equilibrio de PPA, eliminándose con ello la disparidad de precios.

La versión relativa de la teoría establece que la variación porcentual del tipo de cambio debería ser igual a la diferencia entre las tasas porcentuales de inflación en el país y en exterior.

En símbolos es:

$$e = p - p^*$$

Donde e, p y p^* representan las variaciones en la tasa de cambio, en el nivel de precios domésticos y el nivel de precios externos, respectivamente.

La teoría de paridad de poder adquisitivo tiene sus orígenes en trabajos como los de Henry Thornton, John Wheatley Y Gustav Cassel. Los trabajos de estos economistas estaban concentrados en las definiciones de equilibrio en el mercado de divisas y en el análisis de las fuerzas que harían estable dicho mercado. De allí en adelante, son muchos los estudios empíricos que se han realizado. Corbae y Ouliaris (1988) y Enders (1988) no favorecen a la PPA, mientras que los realizados por Yoonbai Kim (1990), Conejo y Shields (1993) están a favor de la misma. Estos últimos trabajos usan datos anuales y los índices de precios al consumidor y al mayor.

La teoría no sólo consiste en que el tipo de cambio y sus desplazamientos tienden a igualar los niveles relativos de precios nacionales y sus movimientos, sino también en un número de proposiciones relacionadas entre sí:

- 1) Igualación internacional del nivel de precios medido en una moneda común. La teoría de la paridad de poder adquisitivo implica que un conjunto representativo de bienes costará lo mismo en todas partes valorado en función de una unidad monetaria común. Ninguna moneda gozará de ventajas sobre la otra al tipo de cambio de paridad de poder adquisitivo. De no hacerlo, todo el mundo querría comprar en el país de precios bajos y vender en el de precios altos, originándose un exceso de demanda de la moneda del primero y el correspondiente exceso de oferta de la moneda del segundo que obligarían al movimiento de tipo de cambio hasta llegar al de equilibrio.
- 2) Igualación del valor del dinero. Es la contrapartida de la igualación del nivel de precios. El valor del dinero es su poder adquisitivo respecto a los bienes. Cuando la paridad de poder adquisitivo se mantiene, toda moneda tiende a ser capaz de comprar la misma cantidad de bienes y servicios, se gaste en el país o, convertida en divisa al tipo de cambio de equilibrio, se gaste luego en el extranjero.
- 3) Estabilidad del equilibrio. Cuando el tipo de cambio se aparta del equilibrio de la PPA, las reacciones automáticas tienden a eliminar la desviación y restablecen la paridad del tipo de cambio. Con respecto a las perturbaciones del equilibrio, en la teoría de la PPA se aceptan una serie de factores (shocks reales, expectativas, especulación, flujos de capital, etc.) que pueden hacer que el tipo de cambio se aparte temporalmente de la paridad de poder adquisitivo. Pero también se indican fuertes presiones estabilizadoras que actúan en el sentido de corregir dichas desviaciones e impulsar el nuevo equilibrio. Este

mecanismo se basa en la influencia correctora de los desplazamientos causados por los precios en el comercio internacional y de los relacionados con la oferta y demanda de divisas.

- 4) Neutralidad de las modificaciones del tipo de cambio de equilibrio. Los movimientos del tipo de cambio de equilibrio que indican simplemente tasas de inflación diferenciales no surten ningún efecto en variables reales como la exportación, importación, balanza comercial o relación de intercambio. Estas variables reales están determinadas por precios reales relativos (ajustados al tipo de cambio). En la teoría de paridad de poder adquisitivo se mantiene que los movimientos del tipo de cambio sirven a los fines de contrarrestar las tasas de inflación y, con ello, dejar inalterados los precios reales relativos y demás variables reales. Siempre que la tasa de cambio se corresponda con la paridad de poder adquisitivo, sus modificaciones no afectarán las magnitudes económicas reales.
- 5) Función causal del dinero. La igualdad del tipo de cambio y paridad de poder adquisitivo es una condición de equilibrio entre dos variables endógenas que suele interpretarse como relación causa y efecto. Cuando los determinantes de la demanda de dinero se han estabilizado en sus valores de equilibrio, las masas monetarias nacionales determinan los niveles de precios nacionales, los cuales determinan, a su vez, la tasa de cambio de equilibrio.

3. Los Tipos de Cambio y la Paridad de Poder Adquisitivo

Generalmente se asocia al tipo de cambio real con la paridad de poder adquisitivo, pero si bien es cierto que podemos utilizar indicadores de tipo de cambio real que se miden utilizando índices de precios similares a los empleados por la PPA, no por ello se debe caer en el error de tomarlos como conceptos equivalentes.

El tipo de cambio real está definido dentro del marco de un modelo teórico a través del cual se explica el comportamiento de la economía, mientras que detrás de la PPA existe un concepto de arbitraje de bienes entre países. En el contexto de la estabilidad mundial que existió en la década de los cincuenta y sesenta, el tipo de cambio real estaba definido como el cociente entre el tipo de cambio nominal (E_t) y el índice de precios al consumidor (P_t). En años posteriores, con la aparición de la inflación internacional, el tipo de cambio real (e_t) pasa a definirse como:

$$e_t = (P_t^* E_t) / P_t$$

Donde P_t^* es el precio internacional.

Los índices de tipo de cambio real se utilizan, por lo general, para medir la competitividad externa de un país, a través de la evolución relativa de las tasas de cambio, ajustadas por los diferenciales de inflación entre el país para el cual se construye el índice y sus socios comerciales. Sin embargo, la interpretación del índice del tipo de cambio real debe hacerse con precaución, porque en el corto plazo puede pasar de un estado de apreciación a uno de depreciación y una situación de inestabilidad en los resultados puede conducir a conclusiones erróneas sobre la política cambiaria y monetaria, en vez de concluir sobre la relación de competitividad de la producción doméstica en el exterior. La hipótesis detrás de la teoría de la PPA es que la tasa de cambio nominal de equilibrio sería aquella que refleja los cambios en los precios internos y externos, de modo que se mantenga la paridad de compra o tipo de cambio real constante.

CAPÍTULO 3 METODO ESTADÍSTICO

1. Análisis de la estacionaridad de las variables

Se ha comprobado empíricamente que la mayoría de las series económicas presentan tendencia estocástica en su comportamiento. Esta situación invalida el análisis econométrico tradicional cuando las regresiones son realizadas en niveles. Este hecho fue presentado por Granger y Newbold (1974) y formalizado posteriormente por Phillips (1986).

Antes de realizar el análisis de regresión se hace necesario contrastar la hipótesis nula de la presencia de una tendencia estocástica para las series a incluir en el modelo. En aquellos casos donde el test (Dickey-Fuller Aumentado) muestre evidencia favorable a la hipótesis nula, será necesario transformar la serie a fin de llevarla a estacionaria. Esto se realiza mediante la diferenciación de la serie.

Se entiende por estacionaridad débil de un proceso el que su media y varianza sean constantes en el tiempo y que su covarianza dependa sólo del rezago.

Una serie X_t es integrada de orden d , si debe ser diferenciada d veces para convertirla en estacionaria. Comúnmente, se denota como $X_t \sim I(d)$

De acuerdo con esta definición, el proceso:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 * T + \beta_2 * X_{t-1} + \mu_t$$

Donde:

$$E(\mu_t) = 0 \quad \text{Var}((\mu_t) =$$

β_0 es el promedio predecible de la variable en cada período t .

T representa la tendencia.

X_t es un proceso integrado de orden 1 cuando $\beta_2 = 1$, o equivalentemente, se dice que la ecuación tiene raíz unitaria, siendo la

primera diferencia de la serie la transformación adecuada para eliminar la tendencia estocástica y obtener la estacionariedad de la variable.

Test de Dickey-Fuller: El Test de Dickey-Fuller está basado en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t - y_{t-1} &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t &= (1+\delta)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho = 1+\delta \Rightarrow \delta = \rho - 1\end{aligned}$$

La hipótesis a contrastar es $H_0: \delta=0$ versus $H_1: \delta < 0$. Si la Hipótesis Nula (H_0) se acepta entonces y_t no es estacionaria, por lo cual habrá que diferenciarla. El orden de integración (d) de la variable será igual al número de veces que tenga que diferenciarse, y entonces se dice que la variable es integrada de orden d $I(d)$. Si por el contrario se rechaza H_0 entonces y_t es estacionaria. Para verificar la hipótesis, se hace uso de las Tablas de Mackinnon. La regla de decisión es rechazar la hipótesis nula si $t_\delta < \text{Valor Crítico Mackinnon}$.

2. Análisis de Cointegración

Para el estudio de la relación de largo plazo entre variables, se hace necesario explicar y definir los conceptos asociados al análisis de cointegración.

Si en el largo plazo las variables evolucionan en forma conjunta, entonces es posible que exista una combinación lineal que sea estacionaria, lo que evidenciaría entonces una relación de equilibrio de largo plazo.

Si dos variables X_t y Y_t son no estacionarias, su regresión reflejaría una relación de equilibrio si las tendencias de ambas evolucionan en forma conjunta y el error U_t es estacionario. Una condición necesaria para que la cointegración entre dos variables sea válida es que deben tener el mismo orden de integración. Para determinar la relación de equilibrio de largo plazo es necesario realizar el análisis de estacionariedad a los errores U_t , para ello se aplica el Test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

El enfoque que se empleará para la estimación de la relación de largo plazo será el de máxima verosimilitud con información completa de

Johansen (1988). El test de Johansen se basa en vectores autorregresivos (VAR).

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \pi_3 X_{t-3} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad ; \quad t=1, \dots, T$$

Donde:

$$\varepsilon \sim IN(0, \Sigma)$$

$$X_t \sim I(1)$$

Puesto que se ha supuesto que todos los elementos de X_t son $I(1)$, el VAR en niveles genera distribuciones asintóticas no estándar y por lo tanto es posible reparametrizar el sistema como un modelo de corrección de errores (MCE):

$$X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta X_{t-2} + \gamma_3 \Delta X_{t-3} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Es importante destacar que todos los términos en diferencias de la ecuación anterior son $I(0)$, por lo tanto para que esta ecuación sea balanceada debe ocurrir que $\pi_k X_{t-k} \sim I(0)$, aun cuando $X_{t-k} \sim I(1)$. Esto será cierto si el rango de π es $\text{ran}(\pi) = r$, $0 < r < n$ ya que de lo contrario la correcta representación del VAR sería en diferencias cuando $\text{ran}(\pi) = 0$, o si π tiene rango completo ($\text{ran}(\pi) = N$) el correcto Mecanismo con Corrección de Errores (ECM) sería en niveles, ya que las variables serían estacionarias en niveles.

En el caso prevaleciente cuando $\text{ran}(\pi) = r$, $0 < r < N$, existirán r vectores cointegrantes en la ecuación en diferencias. Para esta situación Johansen define dos matrices α y β ($N \times r$) tales que, $\pi = \alpha \beta'$; donde cada uno de los r elementos de β X_{t-k} representan una combinación lineal de los N elementos de X_{t-k} con pesos dados por la r -ésima fila de β . Esas r combinaciones lineales son las r relaciones de cointegración, y los x elementos de la r -ésima fila de elementos de α proveen los pesos de cada una de esas relaciones en las diferentes ecuaciones del sistema. Estos pesos pueden recibir una interpretación económica en términos de la velocidad de ajuste frente a los desequilibrios expresados como desviaciones respecto a las relaciones de largo plazo determinadas por los vectores cointegrantes.

El procedimiento FIML de Johansen consiste en estimar el número de vectores cointegrantes, así como los elementos de α y β , lo cual no es posible realizar directamente porque el sistema está sobreparametrizado. Por lo tanto se concentra la función de verosimilitud $L(Y_1, Y_{21}, \dots, Y_{k-1}, \alpha, \beta, \Sigma)$ con respecto a $Y_1, Y_{21}, \dots, Y_{k-1}$, para enfocar el problema sobre α, β y Σ .

CAPÍTULO 4 MODELO DE COINTEGRACIÓN PARA LA PARIDAD DE PODER ADQUISITIVO

La contrastación empírica del cumplimiento de la PPA requiere que en el modelo, el término de perturbación o error sea estacionario.

$$\ln(E_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P/P^*) + \mu_t$$

Donde:

\ln es el logaritmo neperiano.

E_t es el tipo de cambio nominal.

P es el índice de precios internos.

P^* es el índice de precios externos.

β_0 representa los términos de intercambio a largo plazo.

β_1 indica el impacto a largo plazo que produce el relativo de precios interno/externo sobre el tipo de cambio.

μ_t es el término de perturbación o error.

El cumplimiento de la relación de equilibrio de largo plazo implica que β_1 sea igual a uno.

Metodología para contrastar la hipótesis de la PPA entre Venezuela y EE.UU.

- Periodicidad de los datos: Mensual.
- Período muestral: Desde enero de 1990 hasta marzo de 2000, lo que representa 123 observaciones.
- Métodos de Estimación Utilizado: Mínimos Cuadrados Ordinarios y Máxima Verosimilitud con información completa de Johansen.
- Variable Dependiente: Tipo de cambio nominal puntual (TCNP)
- Variable Independiente: Razón de los Índices de Precios al Consumidor de Venezuela y EE.UU. (RIPC)
- Año base de los Índices de Precios al Consumidor: 1984.

1. Variables Consideradas

Tipo de Cambio Nominal Puntual (TCNP):

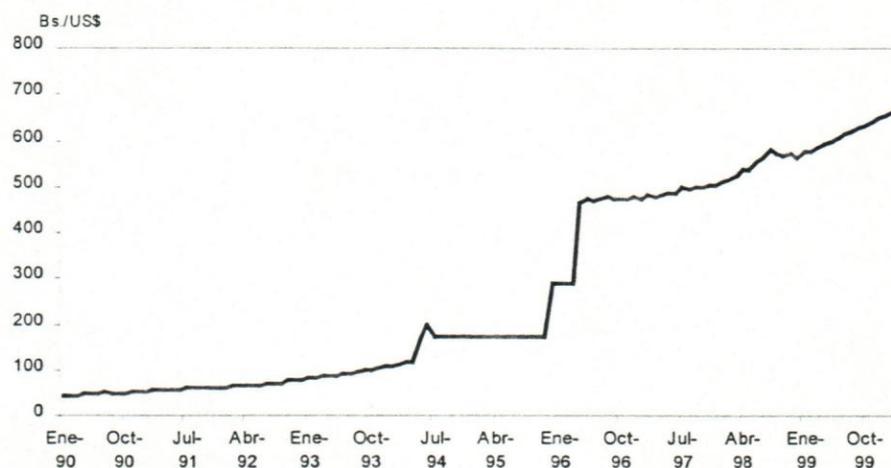
Se utilizó el tipo de cambio nominal (Bs./US\$) correspondiente al último día de transacción del mes.

Durante el período de estudio el bolívar se depreció en 1.446%, al pasar de Bs.43,33 a Bs. 670 por US\$. El menor valor, Bs. 43,11 se registró durante el mes de febrero de 1990 y el mayor valor, Bs. 670 en marzo de 2000. El valor promedio durante el período fue de Bs. 277,2 con una desviación estándar de Bs. 222,54.

En la gráfica se aprecia ligeros aumentos sostenidos en el tipo de cambio desde enero de 1990 hasta abril de 1994, mes donde se colocó en Bs. 117 para en mayo sufrir una gran depreciación y ubicarse en Bs.170 por dólar, fecha donde se estableció un control de cambio que duró hasta noviembre de 1995. A partir de diciembre de 1995 el tipo de cambio duró cuatro meses a una cotización de Bs. 290 por dólar, para luego depreciarse nuevamente y alcanzar Bs. 470 por dólar en junio de 1996. A partir de junio de 1996 el bolívar continuó paulatinamente perdiendo valor con respecto al dólar y desde el año 1998 fluctúa en un sistema de bandas donde existe una paridad central y unos límites inferiores y superiores de aproximadamente 7% con respecto al valor medio, dicho valor se espera que se desplace en aproximadamente 1% mensual.

TIPO DE CAMBIO NOMINAL PUNTUAL MENSUAL

Período: Enero 1990-Marzo 2000



Razón de los Índices de Precios al Consumidor de Venezuela y EE.UU.(RIPC):

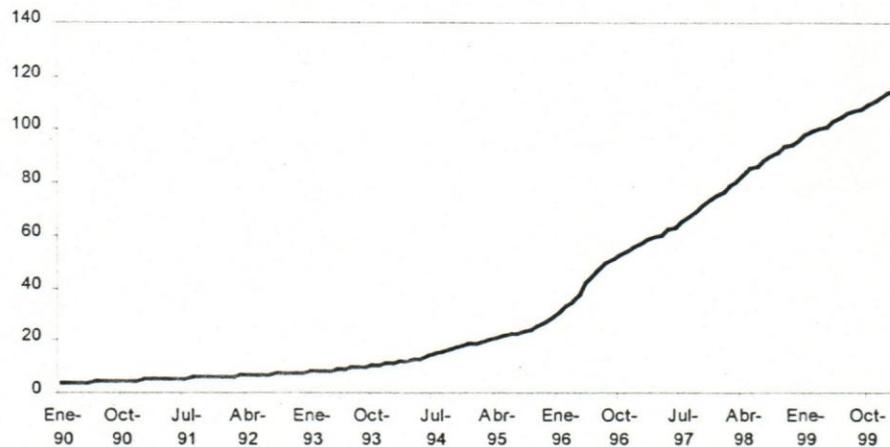
Se calculó el cociente entre el Índice de Precios al Consumidor de Venezuela y EE.UU. , nuestro principal socio comercial.

Durante el período de análisis esta razón de Índices de Precios al Consumidor fluctuó entre un valor mínimo de 3,19 y un máximo de 114,8, su valor medio fue de 38,4 con una desviación estándar de 37,2.

En la gráfica se aprecia la tendencia creciente de esta variable, cuya pendiente aumentó más rápidamente a partir de 1996. Esto evidencia que los precios internos crecieron más que los precios externos, el IPC de Venezuela creció 3.965% y el de EE.UU 34% durante el período de estudio.

RELACIÓN DE LOS PRECIOS INTERNOS Y EXTERNOS

Período: Enero 1990-Marzo 2000



2. Análisis de la estacionaridad de las variables de estudio.

Hipótesis Planteada:

Ho: La serie no es estacionaria vs.

H1: La serie es estacionaria

Regla de Decisión:

Si el estadístico ADF (Dickey Fuller Ampliado) es menor, en valor absoluto, que el valor crítico entonces no existen evidencias para rechazar la hipótesis nula Ho, lo que implica que la serie no es estacionaria. En caso contrario se rechaza Ho y se acepta que la serie es estacionaria.

TEST DICKEY FULLER DE LAS VARIABLES

VARIABLES	ESTADÍSTICO DICKEY FULLER AUMENTADO (ADF)	Valor Crítico al 5%	Decisión
LTCNP	-0.86	-2.88	Acepto Ho.
LRIPC	-0.98	-2.88	Acepto Ho.
DLTCNP	-8.22	-2.88	Rechazo Ho.
DLRIPC	-3.06	-2.88	Rechazo Ho.

Nota: L indica el logaritmo de las variables.

DL indica la primera diferencia del logaritmo.

Resultado:

El tipo de cambio nominal puntual y la razón de los precios de Venezuela y EE.UU. son variables estacionarias en primera diferencia, es decir, son integradas de orden 1.

3. Relación de Largo Plazo o Vector de Cointegración

Se empleó el método de Johansen utilizando las variables Tipo de Cambio Nominal Puntual y la Razón de los Índices de Precios al Consumidor en niveles, ya que ambas son integradas de orden uno. Este método se aplicó mediante la utilización del software estadístico Microfit versión 4.1.

La relación de equilibrio de largo plazo o vector de cointegración encontrado fue el siguiente:

$$\text{LTCNP} = 0,82688 * \text{LRIPC} + \text{ERROR}$$

Al término de error (ERROR) se le analizó su estacionaridad mediante el Test de Dickey-Fuller Ampliado.

Hipótesis Planteada:

Ho: ERROR no es estacionaria vs.

H1: ERROR es estacionaria

Valores Obtenidos:

ADF = -2,97

Valor Crítico = -2,88

Regla de Decisión:

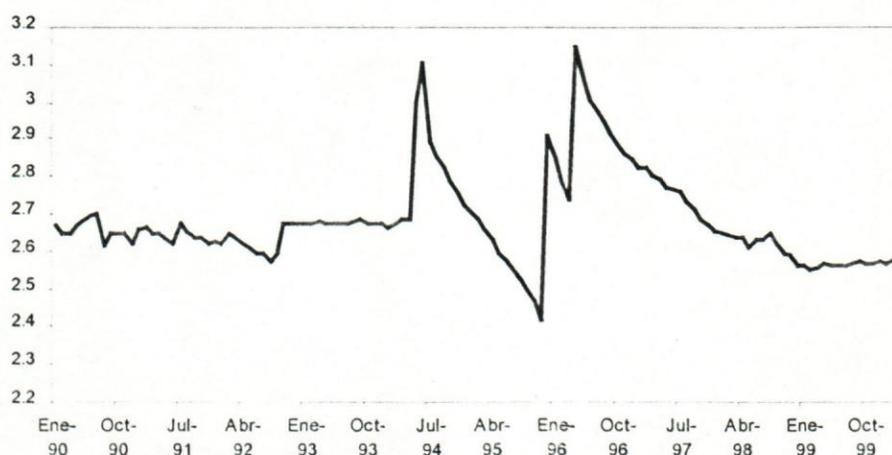
Como el ADF obtenido es mayor, en valor absoluto, que el Valor Crítico, entonces se rechaza la hipótesis nula.

Resultado:

El término de error obtenido en la relación de largo plazo es estacionario, por lo que las variables tipo de cambio nominal puntual y la razón de los precios internos y externos cointegran durante el período de estudio. El coeficiente 0,826688 representa la elasticidad de la razón de los precios con el tipo de cambio nominal, es decir, que por cada 1% que varíe la razón de los precios el tipo de cambio se espera se modifique en 0,826688%.

RELACIÓN DE LARGO PLAZO O VECTOR DE COINTEGRACIÓN

Período: Enero 1990-Marzo 2000



No obstante, a los resultados obtenidos con el test ADF y los correlogramas, es importante destacar que de acuerdo a la gráfica anterior, se aprecia que durante el período comprendido entre enero de 1990 y junio de 1994 y los meses siguientes a abril de 1998 existió una relación de equilibrio entre las variables, no siendo así durante el período de julio de 1994 a abril de 1996, donde se evidencian fluctuaciones que se pueden atribuir, entre otros factores, al control de cambio existente y a la intervención de la autoridad monetaria.

Es importante destacar que se evaluó que las regresiones cumplieran con los supuestos del modelo lineal general, tales como, la no existencia de autocorrelación o correlación serial de los términos de perturbación y la heterocedasticidad.

Adicionalmente, se efectuó un contraste t de student a fin de determinar si el coeficiente β_1 estimado igual a 0,82688 es estadísticamente distinto de 1, que es otra condición para que se verifique la hipótesis de la PPA. El contraste fue el siguiente:

Hipótesis Planteada:

Ho: $\beta_1=1$ vs.

H1: $\beta_1 \neq 1$

Valores Obtenidos:

t = -7,54

Valor Crítico (1%) = -2,3

Regla de Decisión:

Como el estadístico t obtenido es mayor, en valor absoluto, que el Valor Crítico, entonces se rechaza la hipótesis nula.

Resultado:

El coeficiente β_1 estimado igual a 0,82688 es estadísticamente distinto de 1, lo que implica que no se verifica que el tipo de cambio nominal se modifique totalmente con las fluctuaciones experimentadas en la razón de los precios internos y externos, de tal manera de mantener inalterado el poder de compra.

CONCLUSIONES

Del estudio realizado se generan las siguientes conclusiones:

- Las variables de estudio Tipo de Cambio Nominal Puntual y Razón de los Índices de Precios al Consumidor son integradas de orden uno, es decir, son estacionarias en sus primeras diferencias.
- Se determinó una relación de largo plazo donde el grado de elasticidad entre la razón de los precios internos y externos y el tipo de cambio nominal es de 0,82688, es decir, cuando la razón de los índices de precios al consumidor varía en 1% se espera que el tipo de cambio nominal se modifique en 0,82688%.
- No se verificó que el coeficiente de elasticidad de la relación de cointegración fuera estadísticamente igual a uno, por lo que se puede concluir que las modificaciones experimentadas en la razón de precios internos y externos, aún cuando tienen incidencia importante sobre el tipo de cambio nominal, éste no cambia en la misma proporción de tal manera de mantener el poder adquisitivo.
- La relación de precios ha crecido más rápidamente que las fluctuaciones experimentada por el tipo de cambio nominal durante el período analizado. Entre las razones de este hecho se pueden mencionar la intervención de la autoridad monetaria y del gobierno en la fijación del tipo de cambio en Venezuela, por ser el Estado Venezolano el mayor oferente de divisas a través de Petróleos de Venezuela.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Conejo, Carlos y Shields, Michael (1993).** "Relative PPP and the long-run term of trade for five Latin American Countries: A Cointegration Approach". Applied Economics, 25, 1511-1515.
- Corbae, D. y Ouliaris, S (1998).** "Cointegration and Test of Purchasing Power Parity". Review of Economics and Statistics, 70, 508-511.
- Gámez, Consuelo y Torres, José Luís (1997).** "Teoría Monetaria Internacional". Mc Graw Hill.
- Gujarati, Damodar (1997).** "Econometría". Mc Graw Hill. Tercera edición.
- Kim, Y (1990).** "Purchasing Power Parity in the long-run: A Cointegration Approach". Journal of Money, Credit and Banking, 22, 491-503.
- Krugman, Paul y Obstfeld, Maurice (1994).** "Economía Internacional. Teoría y Política". Mc Graw Hill. Segunda edición.
- Maddala G.S. (1992).** "Introduction to Econometrics". Prentice Hall. Second Edition.
- Novalés, Alfonso (1993).** "Econometría". Mc Graw Hill. Segunda edición.
- Peck, James Foreman (1995).** "Historia Económica Mundial. Relaciones Internacionales desde 1850". Prentice Hall. Segunda Edición.
- Requeiro, Jaime (1995).** "Economía Mundial. Un análisis entre dos siglos". Mc Graw Hill.
- Rodner, James-Otis (1997).** "Elementos de Finanzas Internacionales". Editorial Arte. Tercera Edición.
- Rogoff, K. (1996).** "The Purchasing Power Parity Puzzle". Journal of Economic Literature, Vol. XXXIV, June , 647-668.
- Sachs, Jeffrey y Larraín, Felipe (1994).** "Macroeconomía en la Economía Global". Prentice Hall.

ANEXOS

22/Oct/2000 0:0:0

Unit root tests for variable LTCNP

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

110 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M2 to 2000M3

Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC	
DF	-.86538	124.7861	122.7861	120.0856	121.6908
ADF(1)	-.86155	124.7982	121.7982	117.7475	120.1552
ADF(2)	-.85422	125.7012	121.7012	116.3002	119.5106
ADF(3)	-.85117	125.7804	120.7804	114.0292	118.0421
ADF(4)	-.89140	131.7100	125.7100	117.6086	122.4240
ADF(5)	-.87077	131.9326	124.9326	115.4809	121.0989
ADF(6)	-.87588	131.9656	123.9656	113.1636	119.5843
ADF(7)	-.86210	131.9917	122.9917	110.8396	118.0627
ADF(8)	-.80383	133.3807	123.3807	109.8783	117.9041
ADF(9)	-.79400	133.4042	122.4042	107.5515	116.3799
ADF(10)	-.78085	133.5715	121.5715	105.3687	114.9996
ADF(11)	-.76477	133.8233	120.8233	103.2702	113.7036
ADF(12)	-.76438	133.8390	119.8390	100.9356	112.1717

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8877

LL = Maximized log-likelihood

AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LTCNP

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

110 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M2 to 2000M3

Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC	
DF	-1.6269	125.8785	122.8785	118.8277	121.2355
ADF(1)	-1.6909	126.0066	122.0066	116.6057	119.8160
ADF(2)	-1.4223	126.5325	121.5325	114.7813	118.7942
ADF(3)	-1.3587	126.5406	120.5406	112.4391	117.2546
ADF(4)	-2.2069	133.9355	126.9355	117.4839	123.1019
ADF(5)	-2.0873	133.9426	125.9426	115.1407	121.5613
ADF(6)	-2.2050	134.2511	125.2511	113.0990	120.3221
ADF(7)	-2.2027	134.3075	124.3075	110.8051	118.8308
ADF(8)	-1.8357	134.9921	123.9921	109.1395	117.9678
ADF(9)	-1.8225	135.0149	123.0149	106.8120	116.4429
ADF(10)	-1.7244	135.0261	122.0261	104.4730	114.9064
ADF(11)	-1.5972	135.0785	121.0785	102.1751	113.4112
ADF(12)	-1.6649	135.2294	120.2294	99.9758	112.0144

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4508

LL = Maximized log-likelihood

AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

22/Oct/2000 0:0:0

Unit root tests for variable LRIPC

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

110 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M2 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.1784	290.0279	288.0279	285.3275	286.9326
ADF(1)	-.98839	346.7093	343.7093	339.6586	342.0663
ADF(2)	-.98672	346.7166	342.7166	337.3156	340.5259
ADF(3)	-1.0543	348.8181	343.8181	337.0669	341.0797
ADF(4)	-1.0394	348.8301	342.8301	334.7287	339.5441
ADF(5)	-1.1185	349.4613	342.4613	333.0096	338.6277
ADF(6)	-1.0154	350.5721	342.5721	331.7701	338.1907
ADF(7)	-1.0184	350.5850	341.5850	329.4328	336.6560
ADF(8)	-.93373	351.2346	341.2346	327.7322	335.7580
ADF(9)	-1.0124	351.9250	340.9250	326.0724	334.9007
ADF(10)	-.93530	352.3651	340.3651	324.1622	333.7931
ADF(11)	-1.1605	355.3919	342.3919	324.8388	335.2723
ADF(12)	-1.1912	355.4615	341.4615	322.5582	333.7942

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8877

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LRIPC

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

110 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M2 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	.74469	290.4497	287.4497	283.3990	285.8067
ADF(1)	-.95134	347.0654	343.0654	337.6645	340.8748
ADF(2)	-.97806	347.1014	342.1014	335.3502	339.3631
ADF(3)	-1.3842	349.6523	343.6523	335.5509	340.3663
ADF(4)	-1.3684	349.6565	342.6565	333.2049	338.8229
ADF(5)	-1.5803	350.5887	342.5887	331.7867	338.2073
ADF(6)	-1.3114	351.3476	342.3476	330.1955	337.4187
ADF(7)	-1.3472	351.4170	341.4170	327.9146	335.9404
ADF(8)	-1.1780	351.8736	340.8736	326.0210	334.8493
ADF(9)	-1.3538	352.7865	340.7865	324.5837	334.2146
ADF(10)	-1.2202	353.0712	340.0712	322.5181	332.9516
ADF(11)	-1.5697	356.5755	342.5755	323.6722	334.9082
ADF(12)	-1.6237	356.7420	341.7420	321.4884	333.5270

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4508

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

22/Oct/2000 0:0:0

Unit root tests for variable DLTCNP

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

109 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M3 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-10.1893	122.7919	120.7919	118.1006	119.7005
ADF(1)	-8.2179	123.6931	120.6931	116.6561	119.0560
ADF(2)	-6.6356	123.7706	119.7706	114.3879	117.5877
ADF(3)	-3.9804	129.6025	124.6025	117.8742	121.8739
ADF(4)	-3.9397	129.8378	123.8378	115.7638	120.5635
ADF(5)	-3.5779	129.8607	122.8607	113.4409	119.0406
ADF(6)	-3.4413	129.8952	121.8952	111.1298	117.5295
ADF(7)	-3.8099	131.3200	122.3200	110.2090	117.4085
ADF(8)	-3.6221	131.3483	121.3483	107.8915	115.8911
ADF(9)	-3.5813	131.5215	120.5215	105.7191	114.5186
ADF(10)	-3.5882	131.7815	119.7815	103.6334	113.2329
ADF(11)	-3.2990	131.7939	118.7939	101.3002	111.6996
ADF(12)	-3.3126	132.0139	118.0139	99.1745	110.3738

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8879

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DLTCNP

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

109 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1991M3 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-10.1667	122.9252	119.9252	115.8882	118.2880
ADF(1)	-8.2124	123.8660	119.8660	114.4833	117.6831
ADF(2)	-6.6417	123.9555	118.9555	112.2271	116.2269
ADF(3)	-3.9908	129.7129	123.7129	115.6389	120.4386
ADF(4)	-3.9526	129.9581	122.9581	113.5383	119.1380
ADF(5)	-3.5933	129.9780	121.9780	111.2126	117.6122
ADF(6)	-3.4574	130.0137	121.0137	108.9027	116.1023
ADF(7)	-3.8247	131.4500	121.4500	107.9933	115.9928
ADF(8)	-3.6385	131.4803	120.4803	105.6778	114.4773
ADF(9)	-3.5986	131.6588	119.6588	103.5107	113.1101
ADF(10)	-3.6075	131.9294	118.9294	101.4356	111.8350
ADF(11)	-3.3203	131.9400	117.9400	99.1006	110.2999
ADF(12)	-3.3342	132.1652	117.1652	96.9801	108.9794

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4512

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

22/Oct/2000 0:0:0

Unit root tests for variable DLRIPC

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

109 observations used in the estimation of all ADF regressions.
 Sample period from 1991M3 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-3.2932	342.6447	340.6447	337.9533	339.5532
ADF(1)	-3.0555	342.6524	339.6524	335.6154	338.0153
ADF(2)	-2.3439	344.6381	340.6381	335.2554	338.4552
ADF(3)	-2.3146	344.6643	339.6643	332.9360	336.9357
ADF(4)	-2.0014	345.1566	339.1566	331.0825	335.8823
ADF(5)	-2.2905	346.3439	339.3439	329.9242	335.5239
ADF(6)	-2.1770	346.3485	339.3485	327.5831	333.9827
ADF(7)	-2.4049	347.0871	338.0871	325.9760	333.1756
ADF(8)	-2.0337	347.6820	337.6820	324.2252	332.2248
ADF(9)	-2.2049	348.1953	337.1953	322.3928	331.1923
ADF(10)	-1.6192	350.9185	338.9185	322.7704	332.3699
ADF(11)	-1.5319	350.9392	337.9392	320.4454	330.8448
ADF(12)	-1.8026	352.1235	338.1235	319.2841	330.4835

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8879
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DLRIPC

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

109 observations used in the estimation of all ADF regressions.
 Sample period from 1991M3 to 2000M3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-3.3715	343.1063	340.1063	336.0693	338.4692
ADF(1)	-3.1271	343.1167	339.1167	333.7340	336.9338
ADF(2)	-2.4170	345.1152	340.1152	333.3868	337.3866
ADF(3)	-2.3803	345.1366	339.1366	331.0626	335.8623
ADF(4)	-2.0626	345.6659	338.6659	329.2462	334.8459
ADF(5)	-2.3313	346.7676	338.7676	328.0022	334.4018
ADF(6)	-2.2057	346.7783	337.7783	325.6672	332.8668
ADF(7)	-2.4204	347.4723	337.4723	324.0156	332.0151
ADF(8)	-2.0388	348.1277	337.1277	322.3253	331.1248
ADF(9)	-2.1949	348.5864	336.5864	320.4383	330.0377
ADF(10)	-1.5977	351.4566	338.4566	320.9628	331.3622
ADF(11)	-1.4833	351.5114	337.5114	318.6720	329.8713
ADF(12)	-1.7365	352.5352	337.5352	317.3501	329.3494

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4512
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

22/Oct/2000 0:0:0

Sample period	:	1990M1	to	2000M3
Variable(s)	:	LTCNP		
Maximum	:	6.5073		
Minimum	:	3.7638		
Mean	:	5.2114		
Std. Deviation	:	.96829		
Skewness	:	-.027264		
Kurtosis - 3	:	-1.6061		
Coef of Variation:		.18580		

22/Oct/2000 0:0:0

Variable LTCNP		Sample from 1990M1 to 2000M3		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.98031	.090167	118.2051[.000]	121.1118[.000]
2	.96009	.15413	231.5836[.000]	238.2383[.000]
3	.94033	.19684	340.3427[.000]	351.5291[.000]
4	.92086	.23048	444.6453[.000]	461.0906[.000]
5	.89958	.25867	544.1813[.000]	566.5313[.000]
6	.87849	.28296	639.1050[.000]	667.9455[.000]
7	.85762	.30433	729.5728[.000]	765.4323[.000]
8	.83576	.32338	815.4867[.000]	858.8170[.000]
9	.81419	.34049	897.0232[.000]	948.2210[.000]
10	.79270	.35597	974.3124[.000]	1033.7[.000]
11	.77133	.37004	1047.5[.000]	1115.4[.000]
12	.74995	.38289	1116.7[.000]	1193.3[.000]
13	.72910	.39465	1182.1[.000]	1267.6[.000]
14	.70843	.40545	1243.8[.000]	1338.4[.000]
15	.68746	.41540	1301.9[.000]	1405.7[.000]
16	.66661	.42455	1356.6[.000]	1469.5[.000]
17	.64545	.43297	1407.8[.000]	1529.9[.000]
18	.62497	.44072	1455.9[.000]	1587.1[.000]
19	.60434	.44787	1500.8[.000]	1641.1[.000]
20	.58127	.45445	1542.3[.000]	1691.6[.000]
21	.55804	.46046	1580.6[.000]	1738.5[.000]
22	.53564	.46592	1615.9[.000]	1782.2[.000]
23	.51267	.47090	1648.3[.000]	1822.6[.000]
24	.48814	.47542	1677.6[.000]	1859.6[.000]
25	.46342	.47948	1704.0[.000]	1893.3[.000]
26	.43907	.48311	1727.7[.000]	1923.9[.000]
27	.41440	.48634	1748.8[.000]	1951.4[.000]
28	.38921	.48920	1767.5[.000]	1975.9[.000]
29	.36357	.49171	1783.7[.000]	1997.5[.000]
30	.33778	.49389	1797.7[.000]	2016.4[.000]
31	.31177	.49577	1809.7[.000]	2032.6[.000]
32	.28534	.49736	1819.7[.000]	2046.4[.000]
33	.25889	.49869	1828.0[.000]	2057.8[.000]
34	.23368	.49978	1834.7[.000]	2067.2[.000]
35	.20832	.50067	1840.0[.000]	2074.8[.000]
36	.18279	.50137	1844.1[.000]	2080.7[.000]
37	.15750	.50191	1847.2[.000]	2085.2[.000]
38	.13183	.50231	1849.3[.000]	2088.3[.000]
39	.10592	.50260	1850.7[.000]	2090.4[.000]
40	.079731	.50278	1851.5[.000]	2091.5[.000]
41	.053406	.50288	1851.8[.000]	2092.1[.000]

22/Oct/2000 0:0:0

Variable LRIPC		Sample from 1990M1 to 2000M3		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.98183	.090167	118.5712[.000]	121.4869[.000]
2	.96311	.15429	232.6634[.000]	239.3507[.000]
3	.94384	.19720	342.2366[.000]	353.4894[.000]
4	.92427	.23102	447.3121[.000]	463.8629[.000]
5	.90439	.25935	547.9158[.000]	570.4346[.000]
6	.88419	.28384	644.0761[.000]	673.1700[.000]
7	.86383	.30541	735.8585[.000]	772.0734[.000]
8	.84312	.32467	823.2926[.000]	867.1105[.000]
9	.82200	.34200	906.4010[.000]	958.2381[.000]
10	.80060	.35771	985.2397[.000]	1045.4[.000]
11	.77903	.37199	1059.9[.000]	1128.8[.000]
12	.75737	.38502	1130.4[.000]	1208.2[.000]
13	.73535	.39695	1197.0[.000]	1283.8[.000]
14	.71301	.40788	1259.5[.000]	1355.5[.000]
15	.69043	.41789	1318.1[.000]	1423.4[.000]
16	.66774	.42706	1373.0[.000]	1487.4[.000]
17	.64480	.43547	1424.1[.000]	1547.7[.000]
18	.62157	.44316	1471.6[.000]	1604.3[.000]
19	.59826	.45019	1515.6[.000]	1657.2[.000]
20	.57472	.45661	1556.3[.000]	1706.5[.000]
21	.55094	.46245	1593.6[.000]	1752.3[.000]
22	.52698	.46776	1627.8[.000]	1794.6[.000]
23	.50276	.47256	1658.9[.000]	1833.4[.000]
24	.47847	.47689	1687.0[.000]	1869.0[.000]
25	.45404	.48078	1712.4[.000]	1901.3[.000]
26	.42958	.48425	1735.1[.000]	1930.6[.000]
27	.40500	.48734	1755.2[.000]	1956.8[.000]
28	.38027	.49007	1773.0[.000]	1980.2[.000]
29	.35552	.49246	1788.6[.000]	2000.9[.000]
30	.33077	.49454	1802.0[.000]	2019.0[.000]
31	.30615	.49634	1813.6[.000]	2034.7[.000]
32	.28154	.49787	1823.3[.000]	2048.1[.000]
33	.25695	.49916	1831.4[.000]	2059.3[.000]
34	.23237	.50024	1838.1[.000]	2068.7[.000]
35	.20770	.50112	1843.4[.000]	2076.2[.000]
36	.18311	.50182	1847.5[.000]	2082.1[.000]
37	.15856	.50236	1850.6[.000]	2086.6[.000]
38	.13395	.50276	1852.8[.000]	2089.9[.000]
39	.10934	.50305	1854.3[.000]	2092.1[.000]
40	.084776	.50325	1855.2[.000]	2093.4[.000]
41	.060324	.50336	1855.6[.000]	2094.1[.000]

22/Oct/2000 0:0:0

Sample period	:	1990M1 to 2000M3
Variable(s)	:	LRIPC
Maximum	:	4.7433
Minimum	:	1.3324
Mean	:	3.0592
Std. Deviation	:	1.1583
Skewness	:	.064930
Kurtosis - 3	:	-1.5147
Coef of Variation:		.37876

22/Oct/2000 0:0:0

Sample period	:	1990M2 to 2000M3
Variable(s)	:	DLTCNP
Maximum	:	.53408
Minimum	:	-.16097
Mean	:	.022446
Std. Deviation	:	.075059
Skewness	:	5.0692
Kurtosis - 3	:	29.3943
Coef of Variation:		3.3440

22/Oct/2000 0:0:0

Variable DLRIPC		Sample from 1990M2 to 2000M3		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.78751	.090536	75.6612[.000]	77.5371[.000]
2	.61893	.13551	122.3966[.000]	125.8304[.000]
3	.56600	.15698	161.4803[.000]	166.5562[.000]
4	.50061	.17290	192.0548[.000]	198.6853[.000]
5	.45881	.18440	217.7371[.000]	225.9042[.000]
6	.37325	.19353	234.7337[.000]	244.0730[.000]
7	.29173	.19935	245.1168[.000]	255.2686[.000]
8	.20976	.20281	250.4846[.000]	261.1073[.000]
9	.17452	.20458	254.2002[.000]	265.1846[.000]
10	.13435	.20580	256.4024[.000]	267.6228[.000]
11	.14748	.20652	259.0561[.000]	270.5873[.000]
12	.16565	.20738	262.4037[.000]	274.3609[.000]
13	.087095	.20846	263.3292[.000]	275.4137[.000]
14	.084932	.20876	264.2092[.000]	276.4242[.000]
15	.12749	.20904	266.1923[.000]	278.7223[.000]
16	.16035	.20968	269.3291[.000]	282.3918[.000]
17	.20296	.21068	274.3549[.000]	288.3270[.000]
18	.23860	.21228	281.3006[.000]	296.6084[.000]
19	.24736	.21447	288.7653[.000]	305.5951[.000]
20	.19184	.21679	293.2552[.000]	311.0534[.000]
21	.16379	.21818	296.5280[.000]	315.0715[.000]
22	.18321	.21918	300.6230[.000]	320.1492[.000]
23	.20300	.22044	305.6504[.000]	326.4463[.000]
24	.13115	.22196	307.7488[.000]	329.1013[.000]
25	.030505	.22260	307.8623[.000]	329.2465[.000]
26	-.035114	.22263	308.0127[.000]	329.4407[.000]
27	-.045968	.22268	308.2705[.000]	329.7772[.000]
28	-.045131	.22276	308.5190[.000]	330.1050[.000]
29	-.087830	.22283	309.4602[.000]	331.3599[.000]
30	-.098354	.22311	310.6403[.000]	332.9505[.000]
31	-.12896	.22347	312.6692[.000]	335.7152[.000]
32	-.17246	.22408	316.2979[.000]	340.7148[.000]
33	-.20561	.22516	321.4558[.000]	347.9010[.000]
34	-.22029	.22670	327.3762[.000]	356.2433[.000]
35	-.20650	.22844	332.5784[.000]	363.6579[.000]
36	-.21793	.22997	338.3725[.000]	372.0123[.000]
37	-.26338	.23166	346.8354[.000]	384.3582[.000]
38	-.29833	.23410	357.6937[.000]	400.3871[.000]
39	-.30941	.23719	369.3736[.000]	417.8366[.000]
40	-.32454	.24048	382.2236[.000]	437.2683[.000]

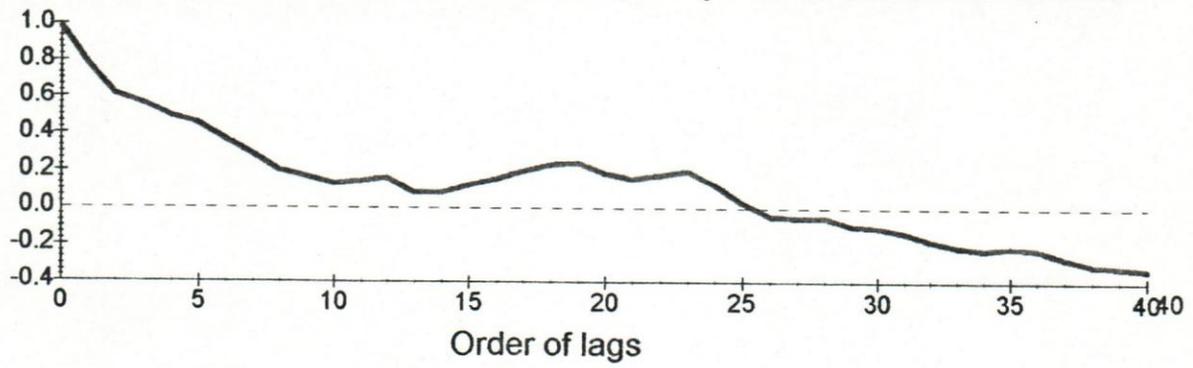
22/Oct/2000 0:0:0

Sample period	:	1990M2 to 2000M3
Variable(s)	:	DLRIPC
Maximum	:	.11606
Minimum	:	.0028785
Mean	:	.027958
Std. Deviation	:	.016896
Skewness	:	2.1564
Kurtosis - 3	:	6.6087
Coef of Variation:	:	.60434

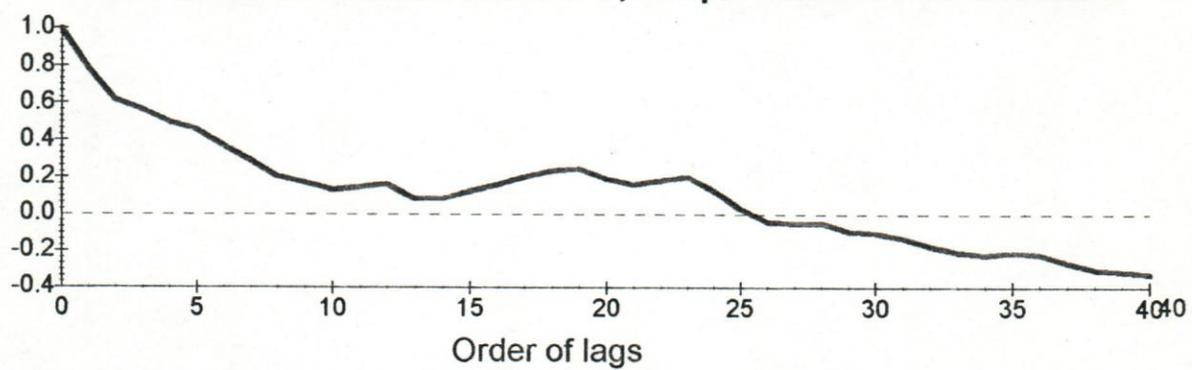
22/Oct/2000 0:0:0

Variable DLTCNP		Sample from 1990M2 to 2000M3		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.010924	.090536	.014558[.904]	.014919[.903]
2	-.12551	.090547	1.9363[.380]	2.0007[.368]
3	-.043261	.091961	2.1646[.539]	2.2386[.524]
4	.32478	.092128	15.0333[.005]	15.7616[.003]
5	-.039158	.10108	15.2204[.009]	15.9599[.007]
6	-.048231	.10120	15.5042[.017]	16.2633[.012]
7	-.040845	.10139	15.7077[.028]	16.4827[.021]
8	-.029885	.10153	15.8166[.045]	16.6012[.035]
9	-.052422	.10160	16.1519[.064]	16.9691[.049]
10	-.038629	.10182	16.3339[.090]	17.1707[.071]
11	-.064407	.10194	16.8400[.113]	17.7360[.088]
12	-.038178	.10227	17.0179[.149]	17.9365[.118]
13	-.054345	.10239	17.3782[.183]	18.3464[.145]
14	-.035997	.10262	17.5362[.229]	18.5279[.184]
15	-.039162	.10273	17.7233[.277]	18.7447[.226]
16	-.056504	.10285	18.1129[.317]	19.2004[.258]
17	-.17790	.10310	21.9739[.186]	23.7600[.126]
18	.078711	.10559	22.7297[.201]	24.6612[.135]
19	.27937	.10607	32.2513[.029]	36.1242[.010]
20	-.0050806	.11194	32.2545[.041]	36.1280[.015]
21	-.16133	.11194	35.4296[.025]	40.0262[.007]
22	.068920	.11383	36.0091[.030]	40.7448[.009]
23	.22315	.11417	42.0841[.009]	48.3539[.002]
24	-.0029425	.11769	42.0852[.013]	48.3552[.002]
25	-.017736	.11769	42.1236[.017]	48.4043[.003]
26	-.011379	.11772	42.1394[.024]	48.4247[.005]
27	.023966	.11772	42.2094[.031]	48.5161[.007]
28	.020536	.11776	42.2609[.041]	48.5840[.009]
29	-.042263	.11779	42.4788[.051]	48.8745[.012]
30	-.0062697	.11792	42.4836[.065]	48.8810[.016]
31	-.019024	.11792	42.5277[.081]	48.9412[.021]
32	-.019479	.11795	42.5740[.100]	49.0050[.028]
33	-.039243	.11797	42.7619[.119]	49.2667[.034]
34	-.014114	.11808	42.7862[.143]	49.3010[.044]
35	-.0050084	.11809	42.7893[.172]	49.3053[.055]
36	-.064949	.11809	43.3039[.188]	50.0474[.060]
37	-.0071850	.11839	43.3102[.220]	50.0566[.074]
38	.040060	.11839	43.5060[.249]	50.3456[.087]
39	-.011755	.11850	43.5229[.285]	50.3708[.105]
40	-.011883	.11851	43.5401[.323]	50.3968[.126]

Autocorrelation function of DLRIPC, sample from 1990M2 to 2000M3



Autocorrelation function of DLRIPC, sample from 1990M2 to 2000M3



22/Oct/2000 0:0:0

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)
Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

122 observations from 1990M2 to 2000M3 . Order of VAR = 1, chosen r =1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LTCNP LRIPC

Vector 1

LTCNP .72745
 (-1.0000)

LRIPC -.60557
 (.82688)

22/Oct/2000 0:0:0

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

 122 observations from 1990M2 to 2000M3 . Order of VAR = 1, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LTCNP LRIPC
 List of eigenvalues in descending order:
 .50409 .0021646

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	85.5664	14.8800	12.9800
r <= 1	r = 2	.26437	8.0700	6.5000

 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

 122 observations from 1990M2 to 2000M3 . Order of VAR = 1, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LTCNP LRIPC
 List of eigenvalues in descending order:
 .50409 .0021646

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	85.8308	17.8600	15.7500
r <= 1	r = 2	.26437	8.0700	6.5000

 Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR
 Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

 122 observations from 1990M2 to 2000M3 . Order of VAR = 1, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LTCNP LRIPC
 List of eigenvalues in descending order:
 .50409 .0021646

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	474.2152	472.2152	469.4112	471.0763
r = 1	516.9984	511.9984	504.9883	509.1511
r = 2	517.1306	511.1306	502.7185	507.7139

 AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion
 HQC = Hannan-Quinn Criterion