

# *Demanda de dinero: un enfoque de cointegración. Caso Venezuela. 1983:I - 1992:IV<sup>1</sup>*

Karina Páez Castañeda

---

## *Introducción*

La estabilidad y predictibilidad de la demanda de dinero constituye una condición de comportamiento esencial en la modelación de la política económica. Si se encuentra que existe una relación estable de demanda de dinero en el largo plazo, entonces la autoridad monetaria debe establecer metas monetarias, si desea alcanzar los objetivos finales de política económica, ya sea reducir las fluctuaciones del nivel de actividad o mantener la inflación bajo control.

El presente estudio, tiene como objetivo, ver si es posible encontrar en Venezuela una función de demanda de dinero para transacciones estable en el largo plazo, durante el periodo comprendido entre los años 1983 y 1992.

Los estudios tradicionales de demanda de dinero han estado expuestos, en el pasado, a una serie de problemas econométricos al aplicar la técnica de regresión convencional de mínimos cuadrados ordinarios, que no toman en cuenta que las series de un modelo pueden ser no estacionarias. Estos problemas pueden conducir a resultados y conclusiones equivocadas. Afortunadamente se ha desarrollado el enfoque de cointegración, el cual suministra una solución al manejo de series de tiempo no estacionarias.

Este estudio utiliza precisamente dicho enfoque, dentro del marco de las nuevas técnicas econométricas propuestas, para determinar si existe una relación estable entre el dinero real (M1 real), el PIB real y la tasa de interés nominal. En caso de existir una demanda de dinero estable, se dice, que ésta cointegra. El enfoque de demanda de dinero

---

<sup>1</sup> Quiero agradecer al profesor Matías Riutort por su valiosa ayuda a través de las sugerencias y comentarios recibidos durante el desarrollo del presente estudio. Igualmente, deseo agradecer los comentarios de Ronald Balza y José Gil. Debo señalar también, que la presente es una versión resumida del trabajo del mismo nombre, presentado como Tesis de Grado ante la Escuela de Economía de la UCAB, para obtener el Título de Economista. La versión completa puede ser obtenida a solicitud.

usado, es el enfoque de transacciones, debido al énfasis que se le quiere dar en este estudio al dinero como medio de pago.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la primera sección, se describe la demanda de dinero en términos teóricos. Los conceptos relacionados con el enfoque de cointegración se discuten y analizan en la sección dos. En la sección tres, se describe el modelo analítico que se usará, y se llevan a cabo una serie de pruebas empíricas, basadas en el análisis de cointegración, para verificar la existencia de una demanda de dinero estable de largo plazo para Venezuela. De existir alguna relación estable en el largo plazo, es posible derivar una demanda de dinero de corto plazo, mediante el método de corrección de errores, que combine los desequilibrios del corto plazo con las condiciones deseables de largo plazo. Finalmente se presentan las conclusiones.

### *I. Teoría de la demanda de dinero*

La fundamentación teórica de la demanda de dinero, en este trabajo, se basará en el enfoque por motivo de transacción, puesto que este enfoque abarca la definición de dinero en su versión más líquida, o sea, más restringida, y que a la vez, puede servir como un instrumento controlable y confiable para la política económica, (claro está, si se verifica la estabilidad de la función de demanda de dinero), y además, permite asociar al dinero con su propiedad de ser medio de pago.

En términos generales, la función la demanda de dinero por motivo de transacciones puede ser representada a través de un modelo de inventario Baumol-Tobin, como sigue:

$$m_t^d = f(y_t, i_t)$$

donde,  $y_t$  es la renta y representa la variable de escala como medida del volumen de transacciones, e  $i_t$  representa el costo de oportunidad, que viene medido por el interés no ganado o perdido por mantener dinero en lugar de otros activos más rentables.

Las principales conclusiones de las propiedades de la demanda de dinero, dentro de este enfoque pueden esquematizarse como:

1) La demanda de dinero es una demanda de saldos reales, no hay ilusión monetaria, es decir, la demanda de saldos de dinero en términos nominales es proporcional al nivel de precios.

2) La demanda de dinero para transacciones en términos reales, responde positivamente al nivel de renta real, y negativamente al tipo de interés.

3) La elasticidad renta de la demanda de dinero, se ubica entre 0.5 y 1, de modo que la demanda de dinero aumenta en menor o igual proporción que la renta, mientras que la elasticidad interés de la demanda de dinero, está entre -0.5 y cero, indicando que la demanda de dinero, disminuye en menor proporción que el aumento en el tipo de interés, o que no se reduce, ante aumentos en la tasa (valor de la elasticidad interés igual a cero).

Lo importante de haber reseñado estas conclusiones es que proporcionan una idea de los resultados y valores que se deben esperar obtener, en la futura investigación y contrastación empírica de la demanda de dinero por motivo de transacciones, en el largo plazo, para el caso venezolano.

Las razones por las cuales a la demanda de dinero se le asigna una importancia macroeconómica fundamental, desde el punto de vista de política económica, pueden resumirse en los siguientes puntos<sup>2</sup>:

1) La estabilidad de la demanda de dinero, es un elemento decisivo en la elección de un objetivo monetario, ya sea cantidad de dinero o tipo de interés, para suavizar o minimizar las fluctuaciones del nivel de actividad real.

2) La relación entre la demanda de dinero y el tipo de interés, condiciona la eficacia relativa de las políticas monetaria y fiscal para reducir la variabilidad en el nivel de actividad real.

3) Los parámetros de la función de demanda de dinero, es decir, las elasticidades precio y renta, son cruciales para la programación del crecimiento de la oferta monetaria. Lo que implica a su vez, la fijación de objetivos de cantidad de dinero dentro de la programación monetaria.

Para determinar si la demanda de dinero para transacciones es en realidad estable en el largo plazo se utilizará el enfoque de cointegración. También, se derivará una demanda de dinero a corto plazo consistente con la relación estable de largo plazo, si existiese alguna. Debido a que, el enfoque de cointegración es relativamente nuevo y poco conocido, en la siguiente sección se sintetizarán las definiciones más relevantes relacionadas con dicho enfoque.

## II. Análisis de cointegración<sup>3</sup>

### 1. Primeras definiciones

Se llama **proceso estocástico** a una familia de variables aleatorias, identificadas por  $t$ , donde  $t$ , representa el tiempo o período al que corresponde la variable aleatoria. Un proceso estocástico  $y_t$  dice ser estacionario (en sentido débil), si:

$$E(y_t) = \mu_t = \text{constante.}$$

$$\text{Var}(y_t) = \sigma_t^2 = \text{constante.}$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t+j}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+j} - \mu)] = \sigma_j$$

<sup>2</sup> Las afirmaciones siguientes pueden revisarse en: Mauleón (1989) y MacCallum (1989).

<sup>3</sup> Para desarrollos más detallados de los conceptos relacionados con el enfoque de cointegración, ver: Charemza y Deadman (1992). Cuthbertson, Hall y Taylor (1992) y Novales (1993).

Esto quiere decir que las medias y las varianzas del proceso son constantes e independientes del tiempo, mientras que el valor de la covarianza entre dos períodos depende sólo de la brecha entre los períodos, y no del tiempo actual en el cual es considerada la covarianza. Si una o más de las condiciones arriba señaladas no se cumplen, el proceso es no estacionario.

Un proceso estocástico, que sea una sucesión de variables aleatorias con media cero, igual varianza finita, idénticamente distribuidas e independientes en el tiempo se denomina: proceso de **ruido blanco**. Un ruido blanco siempre es estacionario.

Un proceso estocástico  $y_t$ , cuyas primeras diferencias forman un proceso de ruido blanco, a saber:  $\Delta y_t = \varepsilon_t$ , es un **camino aleatorio**. O lo que es lo mismo:  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ . Un camino aleatorio es el ejemplo más simple de un proceso no estacionario. Otro ejemplo de un proceso estocástico, también no estacionario, se puede expresar como:  $y_t = \phi + y_{t-1} + \varepsilon_t$ , con  $\phi \neq 0$ . A este proceso se le llama **camino aleatorio con deriva (o con tendencia)**.

La no estacionariedad de las series de tiempo ha sido considerada últimamente como un serio problema en el análisis econométrico. Se ha demostrado en gran cantidad de trabajos teóricos<sup>4</sup> que, en general, los procedimientos de inferencia dejan de ser válidos en un modelo cuando las variables presentes en él son no estacionarias, es decir, las propiedades estadísticas del análisis regresión son dudosas. Las regresiones entre variables no estacionarias se conocen con el nombre de **regresiones espúreas**.

## 2. Procesos integrados

Puesto que la mayoría de las series de tiempo de datos económicos contienen tendencias, y a fin de evitar estimar regresiones espúreas lo siguiente es que a estas series se les elimine la tendencia o se les compruebe la estacionariedad antes de que pueda ser ejecutado cualquier análisis de regresión confiable, y de este modo lograr que se mantengan las propiedades de los estimadores MCO.

Una manera conveniente de obtener la liberación de una tendencia en una serie es usando las primeras diferencias. Una serie  $x_t$  que logra estacionariedad luego de ser diferenciada  $d$  veces, se dice que es una **serie integrada** de orden  $d$ , denotado como:  $x_t \sim I(d)$ . En otras palabras:  $\Delta^d x_t \sim I(0)$ , es decir, si se diferencia  $d$  veces  $x_t$  el resultado es una variable estacionaria o integrada de orden cero.

Un método para probar el orden de integración de  $x_t$  ha sido propuesto por Dickey y Fuller (1979), llamado la prueba DF o prueba de raíz unitaria. La prueba DF intenta comprobar la hipótesis de que en la siguiente ecuación:  $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ ,  $\rho=1$  y por lo tanto, el proceso generado por  $x_t$  no es estacionario. En cambio, si  $|\rho| < 1$ , indica que las variables del proceso  $x_t$  son independientes entre sí, entonces el proceso es integrado de orden cero y estacionario. Esta prueba está basada en la estimación de la ecuación:

<sup>4</sup> Ver: Granger y Newbold (1974) y Phillips (1986).

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

la cual puede ser reescrita como:  $x_t = (1+\delta) x_{t-1} + \varepsilon_t$ , con  $\rho = (1+\delta)$ . La prueba Dickey-Fuller consiste en probar la negatividad de  $\delta$  en la regresión de (2.1) por mínimos cuadrados ordinarios. Si se acepta la hipótesis nula:  $\delta=0$  (con lo cual,  $\rho=1$ ), el proceso no es estacionario. En caso contrario, de aceptar la alternativa:  $\delta<0$ , lo cual implica que  $\rho<1$  y  $x_t$  será integrado de orden cero.

Por otro lado, se ha demostrado que la distribución del estadístico t-Student para el coeficiente  $\delta$ , no es conocida con exactitud, para el caso de variables no estacionarias, y por tanto, ha tenido que ser simulada obteniéndose nuevos valores críticos, distintos a los habituales, pero que son los que realmente deben ser usados para estar más acorde con la verdadera distribución del estadístico<sup>5</sup>. Al efectuar los contrastes de existencia de raíz unitaria, es decir, de significación del parámetro  $\delta$  en (2.1), hay que tener presente que, ya que la hipótesis alternativa es de estacionariedad, es decir,  $\delta<0$  ( $\rho<1$ ) el contraste debe ser el de una cola por la izquierda. Por lo tanto, un valor del estadístico t-Student para el coeficiente  $\delta$  mayor que el correspondiente valor crítico simulado para un determinado número de observaciones, implicaría la aceptación de la hipótesis nula ( $H_0: \delta=0$ ) y por ende la serie sería no estacionaria.

Si la hipótesis nula en (2.1) no puede ser rechazada, entonces la variable  $x_t$  puede ser integrada en un orden mayor que cero. Habrá, entonces, que repetir la prueba anterior usando  $\Delta x_t$  en vez de  $x_t$ . Se puede continuar el proceso hasta que se establezca un orden de integración para  $x_t$ , incluyendo diferencias de  $x_t$  en la regresión (2.1) o hasta que se verifique que  $x_t$  no puede ser convertida en estacionaria por diferenciación.

La debilidad de la prueba original de Dickey-Fuller es, que no toma en cuenta la posible autocorrelación en el proceso de error  $\varepsilon_t$ . Una solución, es usar las variables rezagadas del lado izquierdo de la ecuación como variables explicativas adicionales para reducir la autocorrelación. Esta prueba, llamada la prueba Dickey-Fuller Ampliada (ADF), es considerada como la prueba más eficiente entre las pruebas sencillas para integración. La ecuación equivalente ADF de la DF en (2.1) es:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

El valor de  $k$  (el número de rezagos para  $\Delta x_{t-1}$ ), debe ser relativamente pequeño para salvar los grados de libertad, pero, lo suficientemente grande para no permitir la existencia de autocorrelación en  $\varepsilon_t$ . Las hipótesis se plantean de igual manera que en la prueba DF, y las conclusiones a las que se llegan son las mismas. La diferencia está en la especificación de las regresiones en cada una de las pruebas.

Si se quisiera una guía sencilla para determinar si una variable es integrada de orden cero, una herramienta útil es una prueba desarrollada en base al estadístico Durbin-

5 Ver: Dickey y Fuller (1979).

Watson. En vez de correr las regresiones necesarias para las pruebas DF y ADF, se puede calcular para la variable  $x_t$  el estadístico de integración Durbin-Watson (IDW), definido como sigue:

$$IDW = \frac{\sum (x_t - x_{t-1})^2}{\sum (x_t - \bar{x}_t)^2} \quad IDW \cong 2(1 - \rho) \quad (2.3)$$

La prueba IDW suministra una guía aproximada a la estacionariedad de una variable. Si esta es baja (más baja que 0.5), se puede sospechar que la variable en cuestión no es estacionaria y además de eso, se requerirá una prueba más completa. Si el valor de IDW está cercano a dos ( $\rho \cong 0$ ) la estacionariedad de la variable examinada puede ser asumida con relativa seguridad, sin la necesidad de mayor investigación.

### 3. Cointegración

El enfoque de cointegración surge como una posible solución al manejo de series de tiempo no estacionarias, además de permitir el análisis de las relaciones económicas de largo plazo. El análisis de cointegración en series de tiempo económicas fue introducido a mediados de los 80'. Más formalmente, el concepto de cointegración para dos variables, fue desarrollado por Engle y Granger (1987) y ha sido considerado por muchos econométricos como uno de los desarrollos recientes más importantes en la modelística empírica.

Las pruebas de cointegración, tienen como propósito determinar si una regresión en niveles de variables que son no estacionarias, generan un error que sí lo es. Esto se debe a que la evolución temporal de las variables es, en gran medida común, o a que las tendencias de las variables se compensan exactamente para dar una combinación lineal estacionaria. Por esto es que al tratar series cointegradas, se está tratando con una relación que es estable en el largo plazo.

La cointegración puede ser definida formalmente, para el caso de N variables, como: Los componentes del vector  $X_t$  (de orden  $N \times 1$ ) dicen estar cointegrados de orden d, b, escrito:  $X_t \sim CI(d, b)$  con:  $d \geq b > 0$ , (donde, d es el orden de integración de las variables y b es un número positivo), si:

- (i) Cada uno de los componentes de  $X_t$  son integrados de orden d (I(d)).
- (ii) existe un vector  $\alpha$  ( $N \times 1$ )  $\neq 0$ , tal que:  $X'_t \alpha = u_t \sim I(d-b)$ .

Es decir, existe una combinación lineal de variables I(d) (que componen el vector  $X_t$ ), la cual es integrada de orden d-b ( $d-b < d$ ). El vector  $\alpha$  es llamado vector de cointegración. Para efectos prácticos, el caso más interesante de cointegración es aquel donde  $X_t \sim CI(d, b)$ , para  $b=d$ , y por lo tanto  $X'_t \alpha = u_t \sim I(0)$ , es decir, la serie transformada con el uso del vector de cointegración, que a su vez puede ser identificada con los residuos del modelo, se vuelve estacionaria, o integrada de orden cero.

La importancia estadística del concepto de cointegración estriba en que cuando en un modelo de regresión aparecen variables no estacionarias que son cointegradas, entonces la estimación de MCO continúa teniendo buenas propiedades (principalmente porque se demuestra que el término de error es estacionario), y los coeficientes cointegrantes (los coeficientes que constituyen el vector de cointegración) pueden ser identificados como los parámetros de la relación de largo plazo entre las variables que componen el vector  $X_t$ .

Las pruebas de cointegración son análogas a las pruebas de integración. Puede ser usada una prueba Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Ampliada o el estadístico de integración Durbin-Watson (IDW), este último tomará el nombre de estadístico de cointegración Durbin-Watson (CIDW). En este caso se sustituye la serie  $x_t$  en (2.1), (2.2) y (2.3), por la serie  $\hat{U}_t$ , siendo esta última el residuo estimado, del verdadero residuo  $U_t$ , en la relación de largo plazo. Si se acepta la hipótesis nula, el residuo estimado no es estacionario y por lo tanto las variables no están cointegradas.

#### 4. Modelos de corrección de error (MCE)

Por otro lado, si se quiere obtener una especificación dinámica de corto plazo compatible con la relación de equilibrio de largo plazo se puede plantear un modelo de corrección de error (MCE). Tales modelos representan la aproximación más común a situaciones donde se desea incorporar tanto la teoría económica relacionada con la relación de largo plazo entre variables, como la conducta de desequilibrio en el corto plazo. El "teorema de representación de Granger"<sup>6</sup> establece que cualquier sistema cointegrado tiene una representación de corrección de error. Lo inverso o recíproco también es cierto, es decir, que en los modelos de corrección de error, la cointegración es una condición necesaria. Por lo tanto, puede ser desarrollado un modelo en primeras diferencias incorporando un mecanismo de corrección de error:

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 (u_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

donde  $\varepsilon_t$  es un término de error estacionario y tanto la variable dependiente  $\Delta y_t$  como los regresores  $\Delta x_t$  y  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ , o lo que es lo mismo  $u_{t-1}$  (el residuo rezagado de la ecuación de cointegración), son  $I(0)$ , por lo tanto no hay peligro de estimar una regresión espúrea. El modelo tiene un mecanismo de corrección de error cuando  $\alpha_2$  es negativo, siendo  $\alpha_2$  el coeficiente de retroalimentación, ya que valores efectivos mayores que aquellos derivados de la relación de largo plazo implican un error de equilibrio positivo y por ende, un ajuste hacia abajo será necesario en el corto plazo.

6 Ver: Engle y Granger (1987).

### **III. Cointegración de la demanda de dinero en Venezuela: 1983:I - 1992: IV Evidencia empírica**

#### **1. Formulación del modelo**

A continuación, se procede a estimar una función de demanda de dinero para transacciones, cuya forma funcional de largo plazo, puede ser planteada en términos logarítmicos y semilogarítmicos y expresada como sigue:

$$\text{Lnm}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Lny}_t + \beta_3 i_t + U_t \quad (3.1)$$

donde  $m_t$  es la demanda de saldos reales, representada por el circulante real ( $M_t$  nominal, deflactado por el IPC Promedio Trimestral),  $y_t$  es la renta real y está representada por el Producto Interno Bruto real total,  $i_t$  es la tasa nominal de interés pagada por la banca comercial por los depósitos a plazo (90 días). Para todas las variables mencionadas se toman sus valores trimestralizados<sup>7</sup>. La ventaja de tener una forma funcional como la expresada en (3.1), es que  $\beta_2$  denota la elasticidad renta de la demanda de dinero y  $\beta_3$  representa la semielasticidad interés de la demanda de dinero.

#### **2. Pasos para determinar si el sistema de variables incluidas en la ecuación de demanda de dinero está cointegrado:**

##### **a. Verificación del orden de integración de cada una de las variables del sistema**

El primer paso para descubrir si el sistema de variables incluidas en la ecuación de demanda de dinero está cointegrado, consiste en determinar el orden de integración de cada una de las variables del modelo (individualmente consideradas). Para verificar el orden de integración en cada una de las variables se utilizarán las pruebas DF, ADF y IDW descritas anteriormente en la sección II., para lo cual la serie  $x_t$ , en el conjunto de ecuaciones (2.1), (2.2), (2.3), se sustituye por los valores de las series respectivas (es decir, logaritmo del circulante real, logaritmo del PIB real y tasa nominal de interés). La evidencia presentada<sup>8</sup>, apoya consistentemente la hipótesis de que los niveles del log del circulante real, log PIB real y la tasa de interés nominal contienen una raíz unitaria y que sus primeras diferencias están representadas por procesos estacionarios. Mientras que el

<sup>7</sup> Las fuentes de suministro de datos fueron: BCV, Boletín mensual; BCV, Anuario Estadístico; BCV, Boletín de Indicadores Semanales; BCV, Anuario de Estadísticas - Precio y Mercado Laboral; FMI, Estadísticas Financieras Internacionales.

<sup>8</sup> Los resultados de la aplicación de cada una de las pruebas de integración para cada una de las variables del modelo se presentan en el Anexo.

log del circulante real y el log PIB real corresponden a caminos aleatorios con tendencia, la tasa de interés nominal sigue un camino aleatorio sin deriva o sin tendencia.

**b. Planteamiento de la Hipótesis Central**

Seguidamente, se llevó a cabo el contraste de la hipótesis central de este trabajo, que puede ser planteada como: “La demanda de dinero para transacciones en Venezuela, durante 1983 - 1992, no es una relación estable”, lo que equivale en la siguiente regresión:

$$\Delta \hat{U}_t = \delta \cdot \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.2}$$

a definir las hipótesis a contrastar como:

Ho:  $\delta = 0, \rho = 1, \hat{U}_t$  no es estacionario y el sistema no está cointegrado, se acepta la hipótesis central.

H1:  $\delta < 0, \rho < 1, \hat{U}_t$  es estacionario y el sistema está cointegrado, se rechaza la hipótesis central.

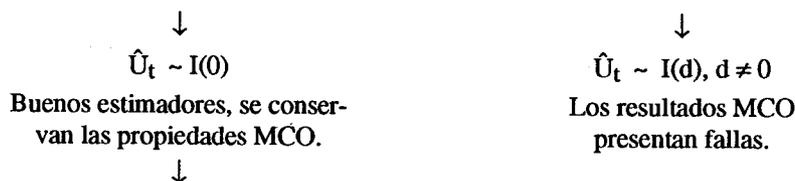
Donde  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco, y  $\hat{U}_t$  es el residuo estimado, del verdadero residuo  $U_t$ , en la relación de demanda de dinero en el largo plazo, dada por (3.1).

**c. Estimación de la Ecuación (3.1) por MCO**

Al estimar la ecuación (3.1), se obtienen los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} \text{Ln}m_t &= 7.263 + 0.349 \text{Ln}y_t - 0.024 i_t + \hat{U}_t \\ \text{Estadístico } t &= (3.614) \quad (2.007) \quad (-14.680) \\ N &= 40, \quad R^2 = 0.882, \quad \overline{R^2} = 0.876, \quad DW = 1.07. \end{aligned}$$

**d. Prueba de cointegración para los residuos estimados de la ecuación (3.1)**



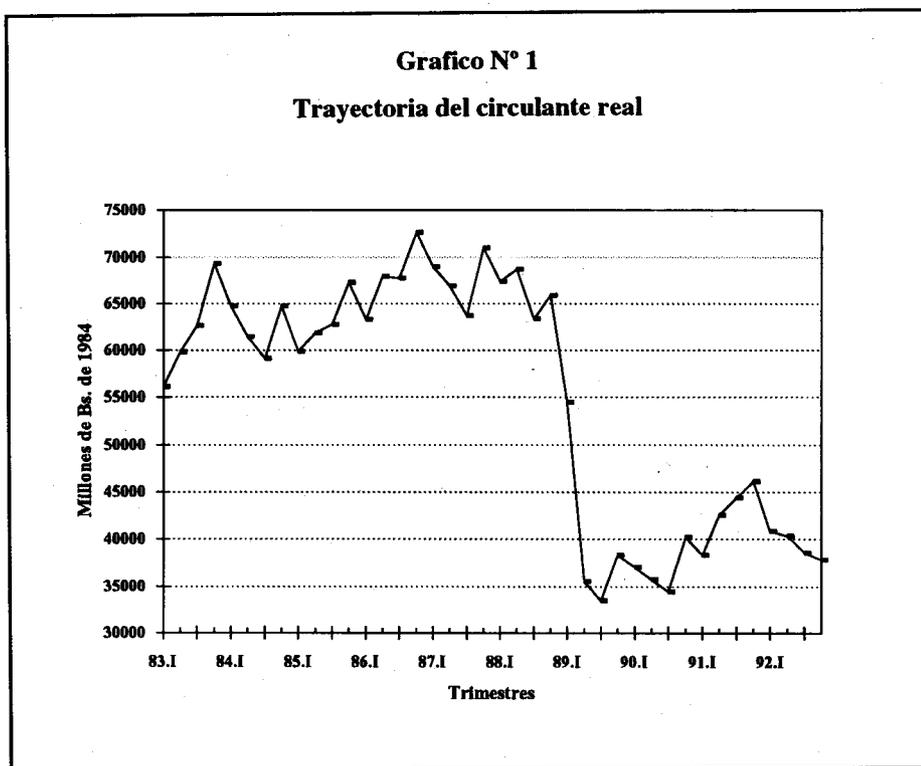
Demanda de dinero de corto plazo (MCE)

Las pruebas de cointegración presentadas para los residuos estimados de (3.1)<sup>9</sup>, no permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Por consiguiente, los datos de

<sup>9</sup> Estas pruebas de cointegración para los residuos estimados de la ecuación (3.1), se presentan en el Anexo.

series de tiempo para Venezuela no sustentan la existencia de una función de demanda de dinero de largo plazo estable, según lo especificado en el período bajo consideración, es decir, se acepta la hipótesis central de no estabilidad.

Por otro lado, de la observación de la trayectoria del Circulante Real, se observa un quiebre en su evolución a partir de 1989:I.



A raíz de esto y con el propósito de verificar la hipótesis de un cambio estructural al inicio del año 1989, que hace que la demanda de dinero se desplace hacia abajo, se introduce en la ecuación (3.1) una variable artificial (dummy), que estaría capturando este desplazamiento<sup>10</sup>, y posteriormente se verifica si es posible para las variables cointegrar ante la siguiente especificación:

$$\text{Lnm}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Lny}_t + \beta_3 i_t + \beta_4 \text{D89} + U_t \quad (3.3)$$

<sup>10</sup> Se adopta la forma funcional que similarmente se ha utilizado en otros trabajos empíricos, los cuales intentan explicar la hipótesis de un cambio estructural. Ver Labán (1991), Herrera y Vergara (1992).

donde, D89 es la variable artificial o dummy, que representa el cambio de la intersección de una vez y para siempre en la ecuación de demanda de dinero, esta variable toma el valor cero, entre 1983:I y 1988:IV, y el valor 1 entre 1989:I y 1992:IV<sup>11</sup>. Al estimar la ecuación (3.3), se obtiene:

$$\text{Lnm}_t = 5.785 + 0.466 \text{Lny}_t - 0.012 i_t - 0.306 D_{89} + \hat{U}_t$$

Estadístico  $t = (3.739) \quad (3.495) \quad (-4.617) \quad (-5.336)$

$$N = 40, \quad R^2 = 0.934, \quad \bar{R}^2 = 0.929, \quad DW = 1.58.$$

Las pruebas de cointegración para el residuo estimado de este segundo modelo (para lo cual se sustituyen estos residuos estimados en la ecuación (3.2)) llegan a la conclusión de rechazar la hipótesis nula de no cointegración para los residuos estimados en niveles, de aquí que, los residuos del segundo modelo planteado se puedan considerar un ruido blanco<sup>12</sup>. En síntesis, las diferentes pruebas respaldan la proposición de que la relación de largo plazo de demanda de dinero es estable o que sus variables cointegran cuando se incluye a esta relación una variable dummy, que estaría captando un desplazamiento hacia abajo en esta relación de equilibrio.

En el Gráfico 2, se presentan las trayectorias del logaritmo del circulante real observado y estimado por el segundo modelo. A su vez, en el Gráfico 3, se muestran los residuos relacionados a este modelo. Como se puede observar de este último Gráfico, los residuos son estacionarios, ya que existe una tendencia en estos de volver a su media cero.

Los principales resultados de la estimación de (3.3) pueden resumirse como sigue:

\* (M1 real, PIB real, i nominal) ~ CI (1,1).

\* El vector de cointegración es:  $\alpha' = [1, -0.466, 0.012]$ , más una intersección y el coeficiente de la variable artificial].

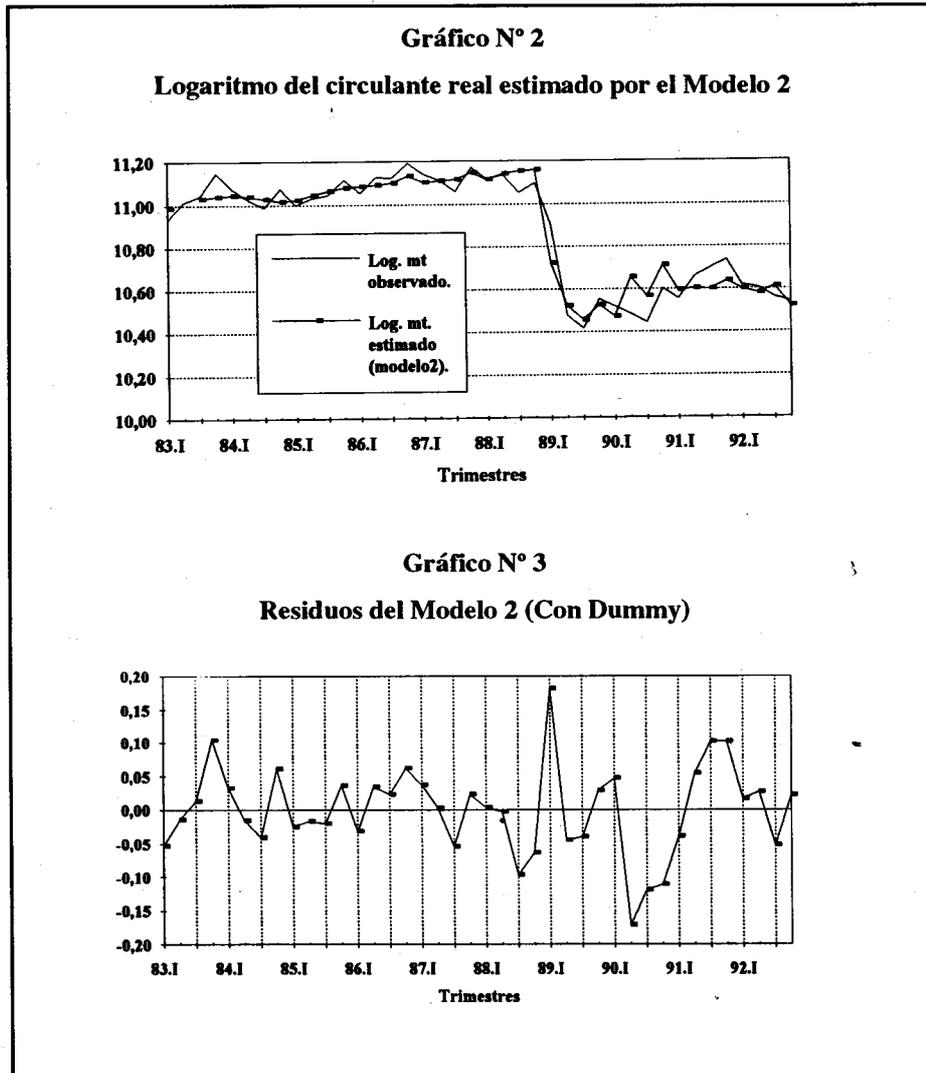
\* La elasticidad ingreso e interés de la demanda de dinero son respectivamente:  $\epsilon_{m d_t, y_t} \rightarrow 0.466$ ,  $\epsilon_{m d_t, i_t} \rightarrow -0.225$

Esta última estimación permite rechazar la hipótesis central de ausencia de estabilidad en la relación de demanda de dinero de largo plazo, además de arrojar buenos resultados, como también aceptables niveles de significación de las variables explicativas incluidas en el modelo. Las elasticidades ingreso e interés de la demanda de dinero están acordes tanto en signos como en valores con lo que la teoría económica postula. Estos resultados están sustentados por los datos de series de tiempo para Venezuela, que

<sup>11</sup> La idea de un cambio estructural guiado por un cambio en la intersección y no en la pendiente (o lo que es lo mismo, en las elasticidades) de la función de demanda de dinero, se reafirma luego de realizar una regresión bajo el enfoque de la variable dicotómica. Ver: Páez (1994).

<sup>12</sup> Las pruebas de cointegración para los residuos estimados de la ecuación (3.3), se presentan también en el Anexo.

respaldan la idea de que el "fenómeno de dinero desaparecido" puede ser explicado, en Venezuela, por el impacto que tuvo la adopción del programa de ajustes macroeconómicos en 1989, junto con los efectos provocados por los procesos de desregulación e innovación financiera.



Una vez establecido que la demanda de dinero a largo plazo es estable o cointegra, se obtuvo por un modelo de corrección de errores, una demanda de dinero de corto plazo, compatible con la relación cointegrada de largo plazo. Esta representación de corto

plazo, presentó resultados conforme con la teoría económica, como también propiedades estadísticas aceptables. Los resultados del modelo de corrección de errores son los siguientes:

$$\Delta \ln m_t = -0.0034 + 0.3918 \Delta \ln y_t - 0.0106 \Delta i_t - 0.122 \Delta D89 - 0.7384 \hat{U}_{t-1} + \xi_t$$

$$\text{Estadístico } t = (-0.337) \quad (2.105) \quad (-4.837) \quad (-1.803) \quad (-5.019)$$

$$N=39, \quad R^2=0.684, \quad \bar{R}^2=0.647, \quad DW=1.60.$$

Se puede observar comparando los modelos de largo y corto plazo, que la respuesta a corto plazo de la demanda de dinero a las variaciones del ingreso y del tipo de interés (es decir, los valores de la elasticidad ingreso y semielasticidad interés), son menores que la respuesta a largo plazo, lo cual implica que estos valores de corto plazo se van ajustando crecientemente hasta conseguir los valores en el largo plazo, esto ocurre porque puede ser que la demanda de dinero se ajuste a los cambios en el producto y en los tipos de interés con un desfase, el cual puede tener lugar porque las expectativas de los poseedores de dinero se ajusten lentamente o porque existen costos de ajuste de saldos monetarios<sup>13</sup>. Efectivamente, se puede decir que el modelo de demanda de dinero, se comporta como un modelo de ajuste parcial, en el que los impactos de las variables explicativas se prolongan por varios períodos de tiempo.

Las implicaciones de esta representación de corrección de errores, en la programación monetaria puede ser muy importante, puesto que si se sigue cercanamente la trayectoria de un agregado monetario, como por ejemplo  $M_1$ , de tenerse metas de crecimiento de la cantidad de dinero a largo plazo, en concordancia con objetivos anti-inflacionarios, y se detectan movimientos en la trayectoria de este agregado no compatible con las metas de largo plazo, la autoridad monetaria deberá tomar medidas en el corto plazo que garanticen la vuelta a una posición de equilibrio para lograr los objetivos propuestos. Una buena manera de hacerlo es tomando en consideración un adecuado método de corrección de error como el propuesto con anterioridad.

Si un modelo de variables no estacionarias, no consigue cointegrar, bajo ninguna especificación, entonces, la estimación de este modelo posee las propiedades estadísticas características de las regresiones espúreas. Esta consideración, induciría a prescindir de este modelo, debido a que los resultados que se derivan de él pueden estar equivocados y resultar engañosos, o llevaría a la necesidad de buscar otros métodos alternativos, para solventar la no estacionariedad de las variables.

En resumen, se ha comprobado la existencia de una función de demanda de dinero estable, por lo tanto, considerando las variables que explican la demanda de dinero, y su estabilidad conjunta en el largo plazo, se podrán establecer niveles futuros de esta magnitud monetaria con un mayor nivel de confiabilidad, con objeto de lograr los propósitos de política monetaria que se hayan trazado las autoridades.

<sup>13</sup> Ver: Dornbusch y Fischer (1989), pág. 384.

## *Conclusiones*

Independientemente, de cuál sea la base sobre la cual se formula e implementa la política monetaria, existen, por lo menos, dos requisitos para hacer de ella una política efectiva, a saber: i) que la autoridad monetaria controle la oferta de dinero, y ii) que exista un comportamiento estable entre la oferta monetaria y los objetivos finales de política económica, lo cual implica a su vez, estabilidad en la demanda de dinero.

Para garantizar uno de los requisitos para que la política monetaria sea efectiva, en este trabajo se contrastó, para el caso venezolano, la hipótesis de estabilidad en el largo plazo de la demanda de dinero para transacciones, usando el enfoque de cointegración, que es actualmente, una de las áreas de investigación más activas en series de tiempo econométricas no estacionarias.

El enfoque de cointegración tiene por objeto ver si una regresión en niveles de variables que son no estacionarias, generan un error que sí lo es. En caso de ser así, el modelo se dice estar cointegrado, y la importancia estadística del concepto de cointegración radica en que las propiedades precisas de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios se mantienen, principalmente porque se demuestra que el término de error es estacionario. Un sistema cointegrado se dice que es estable en el largo plazo, porque las posibles tendencias de las variables incluidas en el sistema, evolucionan conjuntamente, o se compensan exactamente entre sí, logrando, por lo tanto, la estacionariedad en los residuos.

El modelo de estimación para la demanda de dinero de largo plazo por motivos de transacción, para Venezuela durante 1983: I y 1992: IV, fue planteado en términos logarítmicos y semilogarítmicos. Los datos de series de tiempo, sustentan la presencia de raíz unitaria para el logaritmo del circulante real, logaritmo del producto interno bruto, y tasa de interés nominal, indicando la no estacionariedad de estas series en niveles, pero sí en primeras diferencias. Es decir, estas variables siguen un proceso de camino aleatorio.

La estabilidad de la demanda de dinero se verificó, al estimar el logaritmo de M1 real contra logaritmo del PIB real, y tasa nominal de interés. La evidencia empírica, ante esta especificación de la demanda de dinero no sostiene la existencia de cointegración entre las variables, es decir, no existe una función estable, debido a que los residuos de la regresión, no son generados por un proceso de ruido blanco.

Por otro lado, si se asume un desplazamiento significativo de una vez y para siempre en la función de demanda de dinero, a principios del año 1989, y se verifica la estabilidad de la función ante un cambio estructural, se encuentra que tal relación existe si una variable dummy es incluida en la función de demanda de dinero. Esta variable dummy estaría captando un desplazamiento hacia abajo en la función, debido al impacto que tuvo para Venezuela la adopción del programa de ajustes macroeconómicos en 1989, junto con los efectos generados por los procesos de desregulación e innovación financiera.

Esta última estimación arroja buenos resultados, como también aceptables niveles de significación de las variables explicativas incluidas en el modelo. Las elasticidades ingreso e interés de la demanda de dinero están acordes tanto en signos como en valores con lo que la teoría económica postula.

Una vez establecido que la demanda de dinero a largo plazo es estable o cointegra, se obtuvo una demanda de corto plazo representada por un modelo de corrección de errores, compatible con la relación de cointegración de largo plazo. Esta representación de corto plazo, posee propiedades estadísticas aceptables, y sus resultados, también están conforme con la teoría económica.

En síntesis, se ha comprobado la existencia de una función de demanda de dinero estable, condición que permite a su vez, el cumplimiento de uno de los dos requisitos requeridos para hacer que la política monetaria, y en general, la política económica, sea efectiva. Es decir, se cuenta con un instrumento confiable para la programación monetaria.

### ***Bibliografía***

CHAREMZA, W.W., y DEADMAN D.F. (1992), *New Directions in Econometric Practice*. Edwards Elgar Publishing Limited, Cambridge.

CUTHBERTSON, K., HALL, S.G. y TAYLOR, M.P. (1992), *Applied Econometric Techniques*. Philip Alan, Nueva York.

DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431, junio.

DORNBUSH, Rudiger y FISCHER, Stanley (1989), *Macroeconomía*. McGraw-Hill, México.

ENGLE, R.F., y GRANGER, C.W.J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276, marzo.

GRANGER, Clive W.J y NEWBOLD P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 35, pp.143-153.

GUJARATI, Damodar N. (1990), *Econometría*. McGraw-Hill, México.

HERRERA, Luis Oscar y VERGARA, Rodrigo (1992), "Estabilidad de la Demanda de Dinero, Cointegración y Política Monetaria". *Cuadernos de Economía*, Pontificia Universidad Católica de Chile, N° 86, pp.35-54, abril.

LABAN, Raúl (1991), "La Hipótesis de Cointegración y la de Demanda por Dinero en Chile: 1974-1988", *Cuadernos de Economía*, Pontificia Universidad Católica de Chile, N° 83, pp.169-187, abril.

MAULEON, Ignacio (1989), *Oferta y Demanda de Dinero: Teoría y Evidencia Empírica*. Editorial Alianza, Serie Economía y Finanzas, Madrid.

McCALLUM, Bennet (1989), *Monetary Economics. Theory and Policy*. Macmillan Publishing Company, Nueva York.

MUÑOZ, Rafael (1994), *El Rol de los Agregados Monetarios en la Estrategia de Política Monetaria. Primer Encuentro Nacional de Política Económica*, material fotocopiado, UCAB, Caracas.

NOVALES, Alfonso (1993), *Econometría*. McGraw-Hill, Madrid.

PAEZ CASTAÑEDA, Karina (1994), *Demanda de Dinero: Un Enfoque de Cointegración. Caso Venezuela. 1983:I - 1992: IV*. Tesis de Grado, UCAB, Caracas.

PHILLIPS, Peter C.B. (1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.

SANCHEZ, Gustavo (1994), *La Demanda de Dinero en Venezuela: 1980-1993*. Material Fotocopiado, BCV, Caracas.

ZAMBRANO BERENDSOHN, M. (1992), "Estimación de la Demanda de Dinero del Perú [1979-1991]: Una aplicación de los enfoques de cointegración y de corrección de errores". *Moneda*, pp. 53-58, enero.

*Anexos*

Prueba de Raíz Unitaria Logaritmo del Circulante Real			Valores críticos (m=0)			
			1%		5%	
Pruebas:	t-Student	n	Inferior:	Superior:	Inferior:	Superior:
DF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-0.6452	39	-2.762	-2.443	-1.999	-1.850
Con deriva:	-0.8426	39	-3.213	-2.612	-2.188	-1.978
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-5.4780	38	-2.764	-2.446	-1.998	-1.850
Con deriva:	-5.4753	38	-3.226	-2.624	-2.196	-1.986
ADF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-0.7905	35	-2.770	-2.455	-1.995	-1.850
Con deriva:	-1.2835	35	-3.265	-2.660	-2.220	-2.010
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-2.5842	34	-2.772	-2.458	-1.994	-1.850
Con deriva:	-2.6764	34	-3.278	-2.672	-2.228	-2.018
IDW						
<b>En niveles:</b> 0.1482						
<b>Fuente de los valores críticos:</b> Tablas DF y ADF publicadas en Charemza y Deadman (1992), págs. 319-330.						

Prueba de Raíz Unitaria Logaritmo del PIB			Valores críticos (m=0)			
			1%		5%	
Pruebas:	t-Student	n	inferior:	Superior:	inferior:	Superior:
<b>DF</b>						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	1.0401	39	-2.762	-2.443	-1.999	-1.850
Con deriva:	-1.0612	39	-3.213	-2.612	-2.188	-1.978
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-9.9492	38	-2.764	-2.446	-1.998	-1.850
Con deriva:	-10.2811	38	-3.226	-2.624	-2.196	-1.986
<b>ADF</b>						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	1.0431	35	-2.770	-2.455	-1.995	-1.850
Con deriva:	-0.6816	35	-3.265	-2.660	-2.220	-2.010
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-2.1301	34	-2.772	-2.458	-1.994	-1.850
Con deriva:	-2.5429	34	-3.278	-2.672	-2.228	-2.018
<b>IDW</b>						
<b>En niveles:</b>	0.3166					
<b>Fuente de los valores críticos:</b> Tablas DF y ADF publicadas en Charemza y Deadman (1992), págs. 319-330.						

Prueba de Raíz Unitaria Tasa de Interés Nominal			Valores críticos (m=0)			
			1%		5%	
Pruebas:	t-Student	n	inferior:	Superior:	inferior:	Superior:
DF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	0.7385	39	-2.762	-2.443	-1.999	-1.850
Con deriva:	-0.2578	39	-3.213	-2.612	-2.188	-1.978
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-6.2796	38	-2.764	-2.446	-1.998	-1.850
Con deriva:	-6.3838	38	-3.226	-2.624	-2.196	-1.986
ADF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	1.2994	35	-2.770	-2.455	-1.995	-1.850
Con deriva:	0.2479	35	-3.265	-2.660	-2.220	-2.010
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-3.4758	34	-2.772	-2.458	-1.994	-1.850
Con deriva:	-2.8264	34	-3.278	-2.672	-2.228	-2.018
IDW						
<b>En niveles:</b>	0.1729					
<b>Fuente de los valores críticos:</b> Tablas DF y ADF publicadas en Charemza y Deadman (1992), págs. 319-330.						

Prueba de Cointegración Residuos Estimados (Modelo 1)			Valores críticos (m=2)			
			1%		5%	
Pruebas:	t-Student	n	inferior:	Superior:	inferior:	Superior:
<b>DF</b>						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-3.5200	39	-4.162	-3.752	-3.328	-3.168
Con deriva:	-3.4629	39	-4.482	-4.211	-3.737	-3.537
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-8.5476	38	-4.164	-3.754	-3.326	-3.166
Con deriva:	-8.4317	38	-4.484	-4.212	-3.734	-3.534
<b>ADF</b>						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-1.9719	35	-4.170	-3.760	-3.320	-3.160
Con deriva:	-1.9535	35	-4.490	-4.215	-3.725	-3.525
<b>En diferencias:</b>						
Sin deriva:	-3.9147	34	-4.172	-3.762	-3.318	-3.158
Con deriva:	-3.8450	34	-4.492	-4.216	-3.722	-3.522
<b>IDW</b>						
<b>En niveles:</b> 1.0716						
<b>Fuente de los valores críticos:</b> Tablas DF y ADF publicadas en Charemza y Deadman (1992), págs. 319-330.						

Prueba de Cointegración Residuos Estimados (Modelo 2)			Valores críticos (m=2)			
			1%		5%	
Pruebas:	t-Student	n	inferior:	Superior:	inferior:	Superior:
DF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-5.0641	39	-4.162	-3.752	-3.328	-3.168
Con deriva:	-4.9970	39	-4.482	-4.211	-3.737	-3.537
ADF						
<b>En niveles:</b>						
Sin deriva:	-4.0076	35	-4.170	-3.760	-3.320	-3.160
Con deriva:	-3.9468	35	-4.490	-4.215	-3.725	-3.525
CIDW						
<b>En niveles:</b> 1.5805						
Fuente de los valores críticos: Tablas DF y ADF publicadas en Charemza y Deadman (1992), págs. 319-330.						