



Munich Personal RePEc Archive

**Long-run determinants of the demand for money. A dynamic estimation using monthly data for Venezuela (1986-2007)**

Maldonado, Leonardo

Universidad Central de Venezuela

2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88698/>

MPRA Paper No. 88698, posted 28 Oct 2018 13:00 UTC

**Determinantes de la demanda de dinero de largo plazo:  
Una estimación dinámica con series de tiempo mensual para Venezuela (1986-2007)**

**Leonardo J. Maldonado<sup>1</sup>**

---

**Resumen**

El objetivo del presente trabajo es investigar cuáles son los determinantes de la demanda de dinero de largo plazo en Venezuela. Para ello se realizará un análisis econométrico sobre variables, con periodicidad mensual entre 1986-2007. La imposibilidad de distinguir a priori entre variables endógenas y exógenas, permite desarrollar un Vector Autoregresivo (VAR) como paso previo de aplicar la Metodología Dinámica de Cointegración para identificar la relación de largo plazo. Se incorpora la evolución de la variabilidad de los precios del mercado real y la expresión del resto del mundo sobre un mercado alternativo de divisas. Rasgos de exogeneidad débil en la demanda de dinero dificultó la verificación de la relación dinámica en contraste con la endogeneidad en variables que reflejan el coste de oportunidad.

**Palabras Claves:** Demanda de Dinero, Saldos Reales, Multiplicadores, Venezuela

---

---

**Abstract**

The main objective is to identify the long-run determinants of the demand for money in Venezuela. A dynamic estimation is made, using monthly data spanning the period 1986-2007. Not knowing a priori which variables are endogenous or exogenous allow us to assume a vector autoregression (VAR) process before conducting a dynamic cointegration analysis. We incorporate the evolution of the variability of real market prices as well as the alternative currency market. Signs of weak exogeneity in money demand made it difficult to verify the dynamic relationship in contrast to the endogeneity in variables that reflect the opportunity cost.

**Keywords:** demand for money, multiplier, cointegration

---

**Códigos JEL:** E41, E51, E58, O23

---

<sup>1</sup> University of Minnesota, Department of Applied Economics. El autor es el único responsable de las opiniones y demás consideraciones expresadas en el transcurso de esta investigación.

## **I. Introducción**

El dinero es medio de cambio y reserva de valor pero, además, es unidad de cuenta para créditos y débitos. La importancia de analizar esta variable viene claramente expresada en García, Mata y Nell (2008), quienes definen al dinero como: «el instrumento a través del cual gran parte de nuestras obligaciones son socialmente saldadas,..., es una institución en permanente evolución» (p. 145).

Según la visión convencional expresada en Samuelson y Nordhaus (2002), demandamos dinero porque nos sirve indirectamente para impulsar la actividad comercial y el intercambio, de esta manera se resume el interés de analizar la demanda de dinero con fines transaccionales. La economía financiera permite percibir al dinero como un activo con depósito de valor que compite con otros activos financieros en cuanto a seguridad, rendimiento y velocidad de respuesta al transformarse en el mercado real. Por otro lado y desde el punto de vista keynesiano, la demanda de dinero se basa en motivos de índole transaccional (utilización del dinero para adquirir bienes y servicios), precautivo (protegerse de la incertidumbre inherente al mercado real y monetario), y especulativo (cónsono con su definición como activo esgrimida por la economía financiera). Keynes (2003), refleja la importancia de analizar el dinero como variable autónoma, al señalar: «No podemos librarnos del dinero aun cuando aboliéramos el oro, la plata y los instrumentos de moneda corriente. Mientras exista algún bien durable, éste podrá poseer los atributos monetarios y, por tanto, dar origen a los problemas característicos de una economía monetaria.» (p. 282).

Por otro lado, la evolución de la demanda de dinero constituye un elemento clave en el desarrollo de la programación financiera de un Banco Central permitiendo contar con mayor información para adecuar la política monetaria a los requerimientos de los agentes económicos, mitigando posibles distorsiones coyunturales y estructurales dentro de la economía. Según la doctrina monetarista expresada en Laidler (2003), es notorio el reciente debate respecto de la relación existente entre los mecanismos de transmisión, IS-LM y la demanda de dinero. Para el caso venezolano, Cartaya, Roo y Sánchez (1997), resaltan la preponderancia de realizar estimaciones de la demanda de dinero en donde se intente verificar la dinámica a corto y largo plazo como fundamento para posteriores planificaciones macroeconómicas estratégicas dentro de un horizonte temporal a corto,

mediano y largo plazo. De igual forma, Arreaza, Fernández y Delgado (2000), buscan estimar una función de demanda de dinero empíricamente robusta utilizando la metodología de cointegración para hallar una relación de largo plazo entre las variables, que luego se incorpora en un modelo de equilibrio dinámico de corrección de errores para realizar inferencias, entre otras cosas, respecto de las variables de apremiante atención para los hacedores de política.

De esta manera, en la siguiente sección, el estudio se centrará en fundamentar teóricamente la escogencia de ciertas variables explicativas que, en primer término, podrían incluirse dentro de una especificación funcional dinámica a estimar. La sección 3, plantea una descripción de los datos en conjunto con un análisis de correlación de orden cero<sup>2</sup> y estimaciones en niveles que permitan descartar algunas variables que podrían no ser tan importantes para emprender el proceso econométrico. La sección 4, detalla la utilización de algunas pruebas formales tradicionales para estudiar la estacionariedad de cada serie y hallar el respectivo orden de integración. En la última sección del contenido, los esfuerzos van encaminados a identificar una potencial relación de largo plazo entre las variables y aliviar el posible problema de que existan relaciones espurias, intentando obtener la estimación de la demanda de saldos reales a partir de la ecuación de cointegración normalizada mediante el método de Johansen, y de esta manera reflejar los multiplicadores de largo plazo. Para alcanzar el objetivo de esta investigación, se desarrolla un Vector Autoregresivo (VAR) como paso previo, siguiendo a Sims (1980) quien advierte sobre la existencia de simultaneidad entre conjuntos de variables que no permite distinguir a priori entre variables endógenas y exógenas. Este estudio dispone de series de tiempo con frecuencia mensual sobre un período muestral que abarca un rango temporal desde enero de 1986 hasta diciembre de 2007, es decir, un análisis econométrico bajo este orden contaría con 264 observaciones en el mejor de los casos.

En definitiva, el espíritu y la base teórica sobre la cual se fundamenta esta investigación viene expresada en Robertson (1955), donde se señala: «...y así hemos vuelto al punto donde partimos: el hecho de que el dinero es un servidor y no un amo, un medio y no un fin.» (p. 184).

---

<sup>2</sup> Un vector de correlación parcial daría una visión más depurada de la realidad estadística al reconocer la presencia del resto de las variables explicativas asumiendo el *ceteris paribus*, sin embargo, realizar este vector supone una previa selección de variables a incluir en un modelo.

## II. Especificación funcional mínima para estimar la demanda de dinero

Según Laidler (1999), los monetaristas tienden a involucrar al menos dos variables fundamentales en una función de demanda de saldos reales, una variable escala (que engloba el ingreso nacional y permanente real)<sup>3</sup>, y una variable precio como coste de oportunidad de mantener el dinero (tasa de interés pasiva nominal). De otra forma, siguiendo la ecuación básica de Cagan<sup>4</sup>, la demanda de dinero supondría un modelo econométrico mixto cuyas variables explicativas serían la misma variable escala y de precio.

En la última década, Juselius (2004) ha utilizado la variable inflación como proxy del coste de oportunidad de mantener liquidez (desde este punto de vista, sería interesante incluir como variables tanto a la inflación como al riesgo señalado por la volatilidad de los precios del mercado real<sup>5</sup>).

Ahora bien, fundamentándose en Keynes (1971), donde se define al dinero bancario como el creado por la demanda del público no bancario, y siguiendo la teoría postkeynesiana de endogeneidad del dinero en la cual el canal de crédito y de tasas juega un papel preponderante en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, los créditos liquidados en las economías modernas suponen depósitos en cuenta corriente, es decir, aumentarían los depósitos a la vista al existir incentivos para el endeudamiento (bien sea por incrementarse la demanda de liquidez por parte de la banca o por el propio depósito en cuenta), por lo que en última instancia se esperaría un incremento de la demanda de saldos reales<sup>6</sup>.

Una última medida de coste de oportunidad a considerar, induce la inclusión del resto del mundo. En busca de un bien sustituto del dinero visto como activo financiero,

---

<sup>3</sup> La relación que se espera entre esta variable escala y la demanda de saldos reales es directamente proporcional. Cuando las empresas planean aumentar su producción, incrementan sus saldos monetarios para comprar más factores intermedios. De igual forma, los hogares aumentan su tenencia de efectivo si tienen previsto incrementar su consumo. Sin embargo, la relación podría ser inversa; Romer (2006), señala: «Los modelos keynesianos predicen que si el Banco Central no ajusta por completo la oferta monetaria en respuesta a perturbaciones, la relación entre el dinero y la producción será negativa.» (p. 264).

<sup>4</sup> Este autor sugiere una buena descripción de la demanda de dinero particularmente en condiciones de elevada inflación.

<sup>5</sup> Por ejemplo, Cartaya, Roo y Sánchez (1997), utiliza como medida de riesgo, la varianza ponderada de la variación de precios de los productos a nivel de subgrupos en torno a la tasa de inflación general.

<sup>6</sup> Siguiendo este esquema postkeynesiano, la relación esperada sería inversamente proporcional entre la demanda de saldos reales (independientemente del agregado monetario utilizado como valor observado) y la tasa de interés activa nominal (como otra posible proxy de una variable precio). Por supuesto, siempre y cuando exista el supuesto de no racionamiento crediticio.

admitir la posibilidad de adquirir activos financieros externos supone la presencia de una variable que recoja el efecto motivador o desincentivador de que los agentes económicos direccionen recursos monetarios al exterior (por ejemplo: el tipo de cambio nominal, tasa de interés pasiva externa). En este caso, la relación que exista respecto de la demanda de dinero sería ambigua dependiendo de la distribución de la riqueza de los agentes y de su postura frente al riesgo interno.

Por consiguiente, una especificación econométrica típica para estimar la demanda de dinero uniecuacionalmente, se muestra en la **Expresión [I]**. En donde:  $Y$  = ingreso de la economía,  $i_a$  = tasa de interés activa nominal,  $i_p$  = tasa de interés pasiva nominal,  $INF$  = inflación,  $E$  = tipo de cambio,  $\sigma$  = variabilidad de los precios,  $u$  = perturbación estocástica.

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 i_{a_t} + \alpha_3 i_{p_t} + \alpha_4 INF_t + \alpha_5 E_t + \alpha_6 \sigma_t + u_t \quad [I]$$

(+)    (-)    (-)    (-)    (?)    (-)

### III. Datos, análisis de correlación y estimaciones en nivel

Estimar econométricamente especificaciones teóricas funcionales de demanda, requiere, a su vez, conseguir una variable endógena cierta en cuanto al grado de asimilación de información proveniente de los agentes demandantes. En general, la demanda como serie temporal supone un evento no observable que conlleva a utilizar la serie de oferta (cuya data es observada), como su proxy efectiva, por lo que, es necesario asumir el equilibrio entre oferta y demanda de crédito.

Las series utilizadas como primera aproximación para estimar el modelo de demanda de dinero, para este caso, son las siguientes:

- Dinero Real ( $M_{real}$ ). Valor reportado en el BCV del stock de circulante más depósitos a la vista, dividido entre el Índice de Precios al Consumidor (IPC) con año base 1997=100. Con la finalidad de incluir la tasa de interés pasiva como variable precio dentro de la función de demanda a estimar, se descartó el uso de  $M2$  como una variable proxy explicada<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Por definición,  $M2$  supone la liquidez monetaria en la economía, por lo que un aumento de la tasa de interés pasiva podría incentivar un aumento en los depósitos de ahorro y/o a plazo, incrementando la demanda de

- IGAEM ( $Y$ ). Índice de Cantidad de Laspeyres, publicado por el BCV, cuyos componentes lo constituyen los índices primarios de producción física y demanda asociados a las actividades sectoriales del Producto Interno Bruto. Actúa como proxy que mide el comportamiento del producto real de la economía.
- Tasa de interés activa. Valor reportado en el BCV, por los Bancos Comerciales y Universales, para la tasa de interés activa promedio nominal ( $i_a$ ). Su valor real ( $r_a$ ), es la diferencia entre la tasa nominal y la inflación anualizada (como inflación esperada).
- Tasa de interés pasiva. Valor reportado en el BCV, por los Bancos Comerciales y Universales, para la tasa de interés pasiva promedio nominal ( $i_p$ ). Su valor real ( $r_p$ ), es la diferencia entre la tasa nominal y la inflación anualizada (como inflación esperada).
- Inflación anualizada ( $\pi$ ). Tasa acumulada, durante un año, de la inflación corriente medida por la variación mensual del IPC.
- Tipo de Cambio Nominal. Se distingue entre el valor reportado oficialmente por el BCV durante todo el rango temporal ( $TC$ ), y el valor en consideración de un mercado alterno sólo a partir de febrero de 2003 ( $TCP$ ).
- Riesgo señalado por el mercado real ( $\sigma$ ). Varianza de los últimos doce meses de la tasa de inflación mensual. Actúa como proxy del riesgo macroeconómico derivado de la volatilidad en el nivel general de precios.

Dentro del rango temporal en estudio, es necesario señalar que la economía venezolana ha sufrido diversos shocks macroeconómicos que se pueden apreciar, con mayor claridad, al observar las gráficas de las respectivas series en nivel (ver *Anexo I*). En este caso,  $MI_{real}$  sigue una tendencia decreciente hasta principios de la década de los noventa, contrayéndose en 55,05% de diciembre de 1988 hasta el mismo mes de 1993; luego sigue una tendencia relativamente incierta hasta principios de 2003 (el control cambiario vigente se instauró desde febrero de ese año); a partir de ese momento la tendencia es claramente alcista con una variación relativa porcentual de 264,08% de diciembre de 2002 al último mes del rango temporal. Las tasas de interés activas y pasivas

---

dinero y perdiéndose la rigurosidad teórica de que esta variable explicativa junto al proceso econométrico a posteriori de la distinción clara de que, efectivamente, nos encontramos frente a una función de demanda.

nominales se mantuvieron notablemente estables durante gran parte de los ochenta; las reformas introducidas a partir de 1989 y en lo sucesivo, impulsaron una mayor volatilidad en ambas tasas que derivó en un máximo absoluto en diciembre de 1993 para  $i_a$  y  $i_p$  de 68,88% y 57,52%, respectivamente. El menor nivel de  $Y$  se ubica en enero de 2003, esto por conflictos sociopolíticos dentro del país que desencadenaron un colapso económico; desde ese momento la tendencia es creciente. La economía experimentó grandes devaluaciones desde el inicio del intervalo temporal lo que dio lugar a la implementación de diferentes regímenes cambiarios; el control cambiario de mayor duración en el rango analizado se encuentra comprendido desde febrero de 2003 hasta nuestros tiempos<sup>8</sup>.

Ahora bien, previa verificación de la existencia de estacionalidad, se realizó un ajuste estacional para las series  $MI_{real}$  y  $Y$ , por el método de medias móviles (razón a medias móviles - multiplicativo). Además, dado que es factible, la variable explicada será trabajada en términos logarítmicos, de igual forma, los regresores cuyos valores observados se encuentren dentro del dominio de la función logarítmica (es decir, que agrupen observaciones mayores a cero), se convertirán a dicha expresión<sup>9</sup>, con excepción de las tasas de interés.

Un vector de correlación simple, dará alguna noción preliminar de cuales variables deberían considerarse como relevantes para el proceso econométrico (ver *Anexo 2*). Se observa una alta correlación simple entre  $\ln(MI_{real})$  y  $\ln(Y)$ . Una interesante asociación lineal se halla respecto de las tasas de interés nominales (el resultado es diametralmente opuesto para las tasas de interés en términos reales<sup>10</sup>). La  $\ln(TCP)$  tiende a estar más relacionada con el dinero real que el tipo de cambio oficial. Tanto  $\pi$  como  $\ln(\sigma)$ , muestran una correlación baja siendo posible que en estimaciones futuras no aporten significativamente a cambios en  $\ln(MI_{real})$ .

Para seguir sumando indicios sobre la permanencia de algunos regresores puede realizarse un intento preliminar de estimar la demanda de saldos reales por MCO, considerando los resultados del vector de correlación simple y la necesidad de incluir al

---

<sup>8</sup> Utilizando  $TCP$ , se intenta medir el mercado alterno de divisas (Bs/USD), para este último período.

<sup>9</sup> De esta manera, los coeficientes de regresión que resulten de estimaciones posteriores darán directamente las elasticidades de la variable explicada respecto de cada variable explicativa, además, se suavizarían los datos respecto del tiempo permitiendo que se abra la posibilidad de atenuar problemas futuros de heterocedasticidad, de distribuciones asimétricas de los residuos y de existencia de *outliers* (caso donde una observación se encuentra numéricamente distante del resto de la data).

<sup>10</sup> Este resultado podría diferir dependiendo de la proxy utilizada para medir la inflación esperada.

menos una variable escala y de precio<sup>11</sup> (ver *Anexo 3*). En todos los modelos estimados, la variable escala es estadísticamente significativa. En el modelo A, C y D, se observa que incluir ambas tasas de interés podría remitirnos al problema de inclusión de variable redundante, además, cada tasa supone una relación contraria con  $\text{Ln}(MI_{real})$ . El riesgo señalado por la variabilidad de los precios aporta información significativa en todos los modelos donde se incluyó. Según el modelo B, no parece existir ningún problema a priori para utilizar las tasas de interés en términos reales para el proceso econométrico. Por otro lado, incluir  $\text{Ln}(TC)$  puede ser conveniente en la medida que no altera el esquema básico de significancia estadística. El modelo E, F y G cuentan con el signo esperado para la tasa de interés nominal aunque es notable que, para el último modelo, la variable  $\text{Ln}(TCP)$  se hace relevante a costa de pérdida de significancia de la inflación anualizada (variable que si era importante en el modelo A). El modelo G es la mejor opción según el Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio de Información de Schwarz (SC).

#### IV. Estacionariedad de las series como condición para la Cointegración

Entablar un equilibrio dinámico de largo plazo, supone que cada una de las variables contenidas en el modelo posean el mismo orden de integración y formen una combinación lineal que produzca una serie residual que siga un proceso ruido blanco. Así, se podría conseguir un  $\text{VAR}(p)$  (siendo  $p$ , el número de rezagos), como primer paso para hallar la estimación dinámica. El orden de integración de las series podría verificarse formalmente mediante dos pruebas tradicionales de raíces unitarias: la Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y la Prueba Phillips-Perron. Se utilizan ambas pruebas para contar con cierta consistencia estadística.

Siguiendo el *Anexo 4* y estandarizando el nivel de significancia al 5%, la demanda de saldos reales tiene presencia de raíz unitaria en nivel mientras que quedan descartadas  $r_a$ ,  $r_p$  y  $\pi$  para entablar una relación dinámica. La tasa de interés pasiva nominal en nivel se hace estacionaria al 5% usando la Prueba ADF, pero este resultado contradice al conseguido en la Prueba Phillips-Perron (a priori no se descarta). Nuevamente se aplicaron las pruebas a aquellas variables que, en nivel, se les identificó raíz unitaria; los resultados

---

<sup>11</sup> Momentáneamente se plantean los supuestos de que las series son estacionarias en nivel y la inexistencia de datos espurios.

se muestran en el *Anexo 5*, en donde es notable que  $\text{Ln}(MI_{real})$ ,  $\text{Ln}(Y)$ ,  $i_a$ ,  $i_p$ ,  $\text{Ln}(TC)$ ,  $\text{Ln}(TCP)$  y  $\text{Ln}(\sigma)$  tienen  $I(1)$ . De incluir ambas tasas de interés en un modelo, el problema de inclusión de variable redundante podría presentarse, lo mismo se diría para el tipo de cambio. Teniendo presente la postura convencional para estimar la demanda de dinero, se tomará  $i_p$  como regresor. Además, en un intento por sincerar la posterior inferencia estadística sobre la estimación dinámica de  $l/p$ , se utilizará como variable explicativa el  $\text{Ln}(TCP)$ .

La condición de contar con una serie residual ruido blanco amerita remitirse a otras pruebas econométricas. La prueba sugerida por Engle y Granger (1987), se realiza para alcanzar una primera aproximación sobre este aspecto (ver *Anexo 6*). A posteriori se verificará la existencia de relaciones de cointegración mediante la metodología delineada por Johansen (1988).

## V. Estimación de la ecuación de cointegración y la dinámica de largo plazo

Todo vector de cointegración requiere el paso previo de conseguir la longitud óptima de rezagos a incluir en un  $\text{VAR}(p)$ . Para ello, se utilizará el AIC y el SC, realizando la estimación secuencial de las series estacionarias desde un rezago hasta seis. El AIC selecciona como óptimo incluir dos rezagos, en cambio, el SC considera conveniente un sólo rezago (ver *Anexo 7*). Ahora bien, confirmando que el óptimo escogido por AIC no presenta clara correlación serial entre las perturbaciones y dado que se cumple con la condición de estabilidad del sistema (ver *Anexo 8*), es válida la conclusión de incorporar dos rezagos (se reporta el  $\text{VAR}(2)$  en el *Anexo 9*).

La Prueba Engle-Granger se complementa con el Contraste de la Traza y del Máximo Autovalor, para verificar la existencia de vectores de cointegración. Un resumen de los resultados que bajo las diversas modalidades dan los distintos contrastes, se consigue en el *Anexo 10*. En este caso, para permitir la obtención de al menos una relación de equilibrio al 5% y poder estimar la demanda de saldos reales a través de la dinámica de  $l/p$ , se hace necesaria la no presunción de tendencia determinística, ni se puede incluir el intercepto y/o la tendencia. En definitiva, y utilizando el método de Johansen, la estimación

dinámica viene dada por la ecuación de cointegración normalizada respecto del logaritmo de la cantidad demandada de saldos reales<sup>12</sup>:

---

Rango: 1986:04 2007:12 ajustado  
 Observaciones: 261 ajustado  
 Error estándar en ( ) & Estadístico t en [ ]

---

$\text{Ln}(M1_{real})$	$\text{Ln}(Y)$	$i_p$	$\text{Ln}(TCP)$	$\text{Ln}(\sigma)$
-1.00000	1,872701	-0,051937	-0,216030	-0,185686
	(0,0555)	(0,0108)	(0,0802)	(0,0895)
	[33,76]	[-4,83]	[-2,70]	[-2,07]

---

Los valores mostrados reflejan los multiplicadores a  $l/p$  respecto del logaritmo de la demanda de dinero real. Los signos estimados se corresponden con los esperados. Se halló una relación inversamente proporcional respecto del tipo de cambio alterno lo que indica que los agentes económicos ante una devaluación optan por recomponer su portafolio en detrimento de la demanda de dinero real y posiblemente a favor de los activos en moneda extranjera. Al incrementarse el producto real de la economía en 1%, aumentaría en promedio la demanda de saldos reales de  $l/p$  en 1,87%. Un aumento en un punto porcentual de la tasa de interés pasiva real, supone una disminución de la cantidad demandada de dinero real en 0,05%. Tal y como se calcula en Kikut, Odio, Sáenz y Solera (2002), dentro del rango temporal la tasa de interés pasiva nominal promedio se ubicó en 21,31% por lo que la elasticidad dinero-interés se encontraría cercana a -0,011 (notablemente inelástica). Por último, una mayor variabilidad de los precios contraería la demanda de saldos reales a  $l/p$  y posibilitaría tanto un aumento del ahorro interno como un direccionamiento de fondos hacia activos externos, en un intento por resguardar la riqueza.

La no presencia de autocorrelación entre las perturbaciones del sistema se hizo evidente (ver *Anexo 11*), al mismo tiempo se verifica la estacionariedad del *MCE* con base en la Prueba Engle-Granger (ver *Anexo 12* y *13*). Aunque no se confirma la presencia de raíz unitaria en el *MCE*, la gráfica de la relación de cointegración pone en tela de juicio que

---

<sup>12</sup> La teoría económica se aplicó para decidir cuál de las diferentes relaciones de cointegración explícita, en mejor medida, la dinámica de equilibrio de largo plazo. En este caso, el criterio de decisión se rige por los signos esperados para los coeficientes de regresión que acompañan a las regresoras.

dicho mecanismo siga un proceso puramente aleatorio o de ruido blanco, es decir, con media igual a cero.

A pesar de que escapa del objetivo central de este trabajo, al incluir el *MCE* rezagado un período dentro del VAR(2) se obtiene el VEC correspondiente al *Anexo 14*, en donde el signo del *MCE* rezagado supone convergencia hacia el l/p, es decir, durante el transcurso de un mes la discrepancia es corregida en aproximadamente 0,11%. Sin embargo, su poca significancia estadística presume al menos exogeneidad débil tanto para  $\text{Ln}(MI_{real})$  como para  $\text{Ln}(Y)$ <sup>13</sup>, no pudiéndose confirmar la existencia de una relación a l/p.

## VII. Comentarios finales

La formulación de la especificación funcional mínima se basó en los lineamientos teóricos tradicionales que explican el comportamiento de la demanda de saldos reales, incluyendo el factor riesgo proveniente del mercado real como medida de coste de oportunidad. Para conseguir las variables explicativas a utilizar para hallar la estimación del modelo mixto de la dinámica de l/p con data en el rango temporal de 1986:1 a 2007:12, fue evidente el uso del vector de correlación simple y de estimaciones uniecuacionales, sin embargo, las pruebas para identificar el orden de integración de las series tuvo mayor trascendencia en la escogencia (considerando que  $\text{Ln}(MI_{real})$  tiene I(1), necesariamente las variables explicativas debían tener el mismo orden como condición para la cointegración). Velando por la existencia de una relación de l/p, se utilizó el método de Johansen bajo el supuesto necesario de que no hay tendencia determinística y sin poderse incluir el intercepto y/o la variable de tiempo. Los resultados demuestran que la demanda de saldos reales es elástica a l/p respecto del producto real, lo que presume cierta rigidez para que los agentes económicos disminuyan su consumo en el l/p cuando la actividad económica venezolana esté creciendo. De resto es inelástica, resaltando el coeficiente de elasticidad que acompaña a la tasa de interés pasiva nominal que indica la poca incidencia directa que tiene algún cambio sobre  $i_p$  en la demanda de dinero real a l/p en Venezuela.

La utilización de un VAR(2) fue ideal para permitir, en primer término, la inclusión de rezagos de la variable dependiente como regresores y de esta manera se contribuyó a

---

<sup>13</sup> La variable de corrección no es estadísticamente significativa a un nivel de significancia de 5% ni para  $\text{Ln}(MI_{real})$  ni para  $\text{Ln}(Y)$ .

corregir un eventual problema de autocorrelación en los residuos. La estabilidad del modelo se fundamentó en las raíces inversas del polinomio característico del VAR(2). Ahora bien, la relación de  $l/p$  entre las variables no se confirmó con la significancia estadística del *MCE* en la ecuación uniecuacional de la demanda de dinero real lo que da indicio claro de exogeneidad débil de esta variable. La dificultad de no hallar esta relación siempre estuvo presente. Arreaza, Fernández y Delgado (2000), encontraron relaciones robustas de cointegración sólo para data trimestral y no mensual. Al mismo tiempo y para el caso chileno, Mies y Soto (2000), señalan que a pesar de la popularidad de estimar la demanda de dinero, los resultados obtenidos no han sido del todo satisfactorios pues persiste una tendencia a sobrepredecir los saldos monetarios efectivos (dinero perdido) y por la inestabilidad de la variable tomada como explicada. Para investigaciones posteriores, sería pertinente considerar estimar también la dinámica de  $c/p$  de la demanda de saldos reales, esto puede realizarse bajo el enfoque de la metodología de Hendry (de lo general a lo específico), donde se hace viable estimar un modelo uniecuacional con base en una reparametrización del VEC que permita, eventualmente, incluir el valor contemporáneo de las variables explicativas para un posterior proceso parsimonioso que puede conllevar a hacer estadísticamente significativo el factor de ajuste hacia el  $l/p$ .

### **Referencias bibliográficas**

Arreaza, A., Fernández, M. A. y Delgado, D. (2000). *La demanda de dinero en Venezuela (1984-1999)*. Caracas: Oficina de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela.

Cartaya, V., Roo, E. y Sánchez, G. (1997). *Demanda de dinero mensual*. Caracas: Oficina de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela.

Engle, R. y Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

García, A., Mata, L. y Nell, E. (2008). Asimetrías monetarias internacionales y Banca Central. *Investigación Económica*, 67(265), 145-187.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Juselius, K. (2004). *Inflation, money growth and I(2) analysis*. Copenhagen: Departamento de Economía de la Universidad de Copenhagen.

Keynes, J. M. (1971). *A treatise on Money*. Gran Bretaña: Macmillan St. Martin's Press.

Keynes, J. M. (2003). *La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (4a. ed.). México: Fondo de Cultura Económica.

Kikut, Odio, Sáenz y Solera (2002). *Demanda privada real del crédito*. Costa Rica: División Económica del Banco Central de Costa Rica.

Laidler, D. (1999). *The quantity of money and monetary policy*. Montreal: Banco de Canadá.

Laidler, D. (2003). *Monetary policy without Money: Hamlet without the ghost*. Montreal: Banco de Canadá.

Mies, V. y Soto, R. (2000). Demanda por dinero: Teoría, evidencia, resultados. *Revista Economía*, 3(3), 5-32. Santiago: Banco Central de Chile.

Robertson, D. (1955). *Dinero* (3a. ed.). México: Fondo de Cultura Económica.

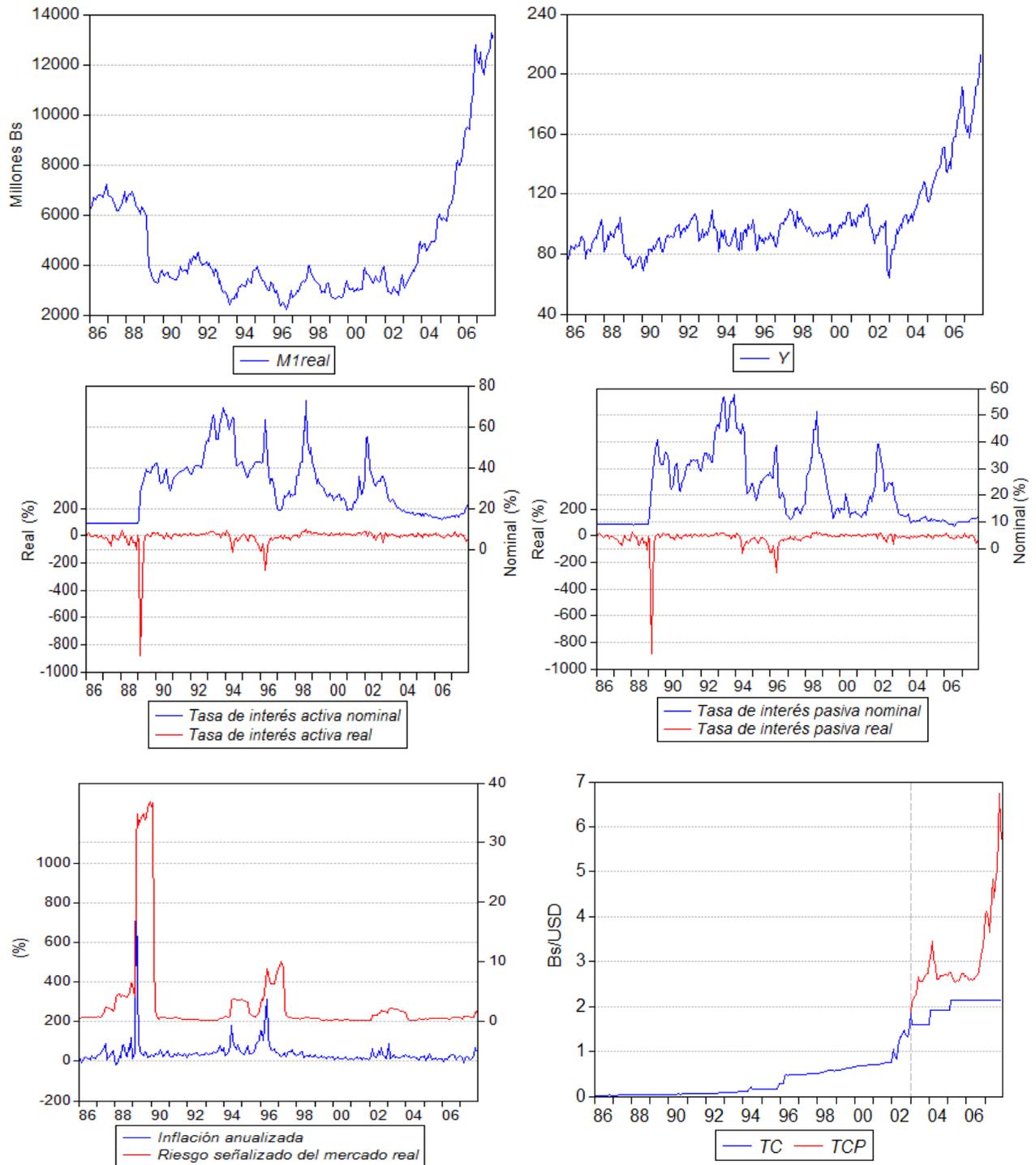
Romer, D. (2006). *Macroeconomía avanzada* (3a. ed.). Madrid: McGraw-Hill.

Samuelson, P. y Nordhaus, W. (2002). *Economía* (17a. ed.). Madrid: McGraw-Hill.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Anexos

Anexo 1. Comportamiento de las series en nivel, no desestacionalizadas, 1986:1-2007:12



FUENTE: Datos suministrados por el BCV, cálculos propios y [www.bonosvenezuela.blogspot.com](http://www.bonosvenezuela.blogspot.com)

**Anexo 2. Vector de correlación entre  $\text{Ln}(M1_{real})$  y el resto de las variables**

	$\text{Ln}(Y)$	$i_a$	$r_a$	$i_p$	$r_p$	$\pi$	$\text{Ln}(TC)$	$\text{Ln}(TCP)$	$\text{Ln}(\sigma)$
$\text{Ln}(M1_{real})$	0,67	-0,68	-0,02	-0,58	0,02	-0,13	0,09	0,15	-0,01

**Anexo 3. Modelos estimados, en nivel, para  $\text{Ln}(M1_{real})$** Variable Dependiente:  $\text{Ln}(M1_{real})_t$ 

Rango: 1986:01 2007:12

Observaciones: 264

Estadístico t en ( )

Regresor	A	B	C	D	E	F	G
$\hat{\alpha}_0$	4,0261 (11,89)	2,3868 (6,82)	2,2592 (4,84)	3,2997 (5,94)	1,2788 (2,26)	1,8666 (3,72)	-0,8623 (-2,19)
$\text{Ln}(Y)_t$	1,0535 (14,84)	1,3788 (18,36)	1,4555 (14,10)	1,2128 (9,87)	1,6292 (12,96)	1,5333 (13,78)	2,0293 (24,57)
$i_{a,t}$	-0,0361 (-11,84)		-0,0336 (-11,60)	-0,0352 (-11,92)		-0,0149 (-14,15)	
$r_{a,t}$		-0,0407 (-12,91)					
$i_{p,t}$	0,0260 (7,36)		0,0234 (6,85)	0,0262 (7,58)	-0,0139 (-9,89)		-0,0132 (-12,82)
$r_{p,t}$		0,0406 (12,92)					
$\pi_t$	0,0004 (2,09)						-0,0002 (-1,09)
$\text{Ln}(TC)_t$			-0,1047 (-3,77)		-0,1560 (-4,63)	-0,1493 (-5,10)	
$\text{Ln}(TCP)_t$				-0,0075 (-0,39)			-0,1511 (-15,95)
$\text{Ln}(\sigma)_t$		0,0591 (5,20)	0,0513 (5,40)	0,0503 (5,03)	0,0552 (4,73)	0,0502 (4,88)	0,0488 (5,30)
R-squared	0,7292	0,6936	0,7627	0,7497	0,6389	0,7195	0,8033
Estadístico D-W	0,2161	0,2443	0,2745	0,2378	0,1196	0,1718	0,2848
Estadístico F	174,33	146,60	165,83	154,59	114,58	166,06	210,70

**Anexo 4. Pruebas de raíces unitarias para las series en nivel\***

Variable	Prueba ADF				Prueba Phillips-Perron			
	Estad. t	Valor crítico			Estad. t	Valor crítico		
		al 1%	al 5%	al 10%		al 1%	al 5%	al 10%
$\text{Ln}(M1_{real})$	0,07	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-0,28	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$\text{Ln}(Y)$	-0,01	-3,4551	-2,8723	-2,5726	0,54	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$i_a$	-2,66	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-2,47	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$r_a$	-10,22	-3,4551	-2,8723	-2,5726	-10,25	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$i_p$	-2,91	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-2,42	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$r_p$	-10,23	-3,4551	-2,8723	-2,5726	-10,25	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$\pi$	-10,11	-3,4551	-2,8723	-2,5726	-10,13	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$\text{Ln}(TC)$	-1,31	-3,4551	-2,8723	-2,5726	-1,36	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$\text{Ln}(TCP)$	-0,22	-3,4551	-2,8723	-2,5726	-0,20	-3,4551	-2,8723	-2,5726
$\text{Ln}(\sigma)$	-2,72	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-2,60	-3,4551	-2,8723	-2,5726

\*  $H_0$ : Serie no estacionaria en nivel  $\Rightarrow$  Presencia de Raíz Unitaria en nivel

### Anexo 5. Pruebas de raíces unitarias para las series en primera diferencia\*

Variable	Prueba ADF				Prueba Phillips-Perron			
	Estad. t	Valor crítico			Estad. t	Valor crítico		
		al 1%	al 5%	al 10%		al 1%	al 5%	al 10%
$\Delta \text{Ln}(Ml_{real})$	-12,47	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-13,23	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta \text{Ln}(Y)$	-17,89	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-18,11	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta i_a$	-13,72	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-13,54	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta i_p$	-11,08	-3,4553	-2,8724	-2,5726	-11,13	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta \text{Ln}(TC)$	-7,06	-3,4555	-2,8725	-2,5727	-17,01	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta \text{Ln}(TCP)$	-7,05	-3,4555	-2,8725	-2,5727	-16,45	-3,4552	-2,8724	-2,5726
$\Delta \text{Ln}(\sigma)$	-12,76	-3,4552	-2,8724	-2,5726	-12,76	-3,4552	-2,8724	-2,5726

\*  $H_0$ : Serie no estacionaria en primera diferencia  $\Rightarrow$  Presencia de Raíz Unitaria en primera diferencia

### Anexo 6. Pruebas de raíces unitarias para los residuos \*

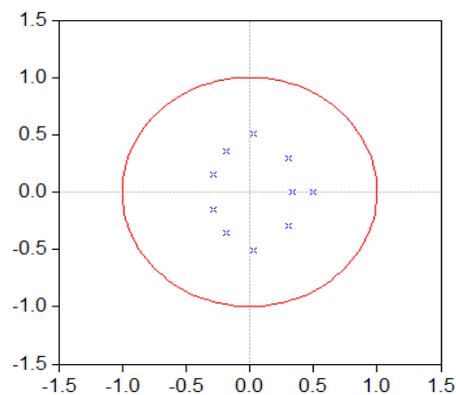
Variable	Prueba ADF				Prueba Phillips-Perron			
	Estad. t	Valor crítico			Estad. t	Valor crítico		
		al 1%	al 5%	al 10%		al 1%	al 5%	al 10%
$\varepsilon$	-4,18	-2,5738	-1,9420	-1,6159	-4,32	-2,5738	-1,9420	-1,6159

\*  $H_0$ : Serie residual no estacionaria  $\Rightarrow$  Presencia de Raíz Unitaria

### Anexo 7. Selección de los rezagos óptimos para un VAR( $p$ ) no restringido

$p$	Criterio de Información de Akaike (AIC)	Criterio de Información de Schwarz (SC)
1	-3,5906	-3,1740
2	-3,7035	-2,9397
3	-3,6364	-2,5254
4	-3,5967	-2,1386
5	-3,5277	-1,7224
6	-3,5038	-1,3513

### Anexo 8. Raíces inversas del polinomio característico del VAR(2)



### Anexo 9. Estimación del VAR(2)

Rango: 1986:04 2007:12 ajustado					
Observaciones: 261 ajustado					
Estadístico t en ( )					
Regresor	$\Delta \text{Ln}(MI_{real})$	$\Delta \text{Ln}(Y)$	$\Delta i_p$	$\Delta \text{Ln}(TCP)$	$\Delta \text{Ln}(\sigma)$
$\hat{\alpha}_0$	0,0005 (0,19)	0,0037 (1,34)	0,1796 (0,92)	0,0238 (4,65)	-0,0212 (-0,86)
$\Delta \text{Ln}(MI_{real})_{t-1}$	0,1892 (2,95)	-0,0012 (-0,02)	-15,9942 (-3,57)	0,1323 (1,13)	0,1070 (0,19)
$\Delta \text{Ln}(MI_{real})_{t-2}$	0,1029 (1,58)	0,1911 (2,97)	5,0325 (1,11)	0,0971 (0,82)	-0,1310 (-0,23)
$\Delta \text{Ln}(Y)_{t-1}$	0,1190 (1,91)	-0,1554 (-2,52)	3,4289 (0,79)	-0,0350 (-0,31)	-0,6779 (-1,24)
$\Delta \text{Ln}(Y)_{t-2}$	0,1432 (2,29)	-0,1229 (-1,99)	7,7479 (1,78)	-0,1675 (-1,47)	-0,6361 (-1,16)
$\Delta i_{p,t-1}$	-0,0010 (-1,06)	-0,0015 (-1,65)	0,3254 (5,15)	-0,0004 (-0,26)	0,0150 (1,90)
$\Delta i_{p,t-2}$	0,0010 (1,16)	-0,0017 (-1,92)	-0,1064 (-1,68)	0,0003 (0,17)	-0,0051 (-0,65)
$\Delta \text{Ln}(TCP)_{t-1}$	-0,0808 (-2,33)	-0,0518 (-1,51)	1,7674 (0,73)	-0,0063 (-0,10)	1,3768 (4,53)
$\Delta \text{Ln}(TCP)_{t-2}$	0,0867 (2,40)	0,0582 (1,62)	-9,5584 (-3,78)	-0,0763 (-1,15)	-0,0820 (-0,26)
$\Delta \text{Ln}(\sigma)_{t-1}$	-0,0123 (-1,66)	-0,0031 (-0,42)	-0,1106 (-0,21)	-0,0106 (-0,78)	0,1977 (3,04)
$\Delta \text{Ln}(\sigma)_{t-2}$	0,0210 (2,91)	0,0044 (0,61)	-0,5649 (-1,12)	0,0207 (1,57)	0,0092 (0,15)
R-squared	0,1678	0,1203	0,2217	0,0422	0,1525
Suma Res. Cuad.	0,4179	0,4099	2039,97	1,3933	32,0484
S.E. de ecuación	0,0409	0,0405	2,8566	0,0747	0,3580
Estadístico F	5,04	3,42	7,12	1,10	4,50
Log Likelihood	469,68	472,23	-638,67	312,55	-96,65
Akaike AIC	-3,5148	-3,5343	4,9783	-2,3107	0,8249
Schwarz SC	-3,3646	-3,3841	5,1286	-2,1605	0,9751
Determinant Residual Covariance	1,34E-08				
Log Likelihood (ajustado d.f.)	514,3046				
Akaike AIC	-3,5196				
Schwarz SC	-2,7684				

### Anexo 10. Resumen de las pruebas de cointegración de Johansen

Rango: 1986:04 2007:12					
Observaciones: 261 ajustado					
Series: $\text{Ln}(MI_{real})$ $\text{Ln}(Y)$ $i_p$ $\text{Ln}(TCP)$ $\text{Ln}(\sigma)$					
Intervalo de rezagos: 1 a 2					
Supuesto sobre Tendencia Determinística	Ninguno	Ninguno	Lineal	Lineal	Cuadrática
Modalidad	No Intercepto No Tendencia	Intercepto No Tendencia	Intercepto No Tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Relaciones de Cointegración al 5%	3 (Traza) 1 (Máx-A.)	1 (Traza) 0 (Máx-A.)	0 (Traza) 0 (Máx-A.)	0 (Traza) 0 (Máx-A.)	0 (Traza) 0 (Máx-A.)

### Anexo 11. Prueba LM de correlación serial entre residuales del VEC\*

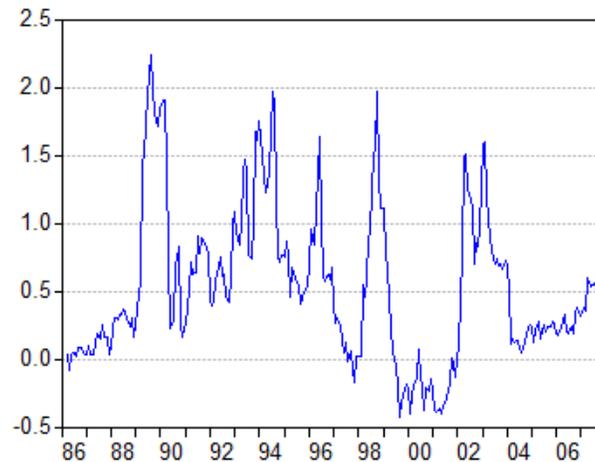
Rango: 1986:01 2007:12

Observaciones: 261

Rezagos	Estadístico LM	P <sub>value</sub>
1	37,77	0,0488
2	30,34	0,2119

\* H<sub>0</sub>: No hay correlación serial al rezago h, con h= 1, 2

### Anexo 12. Relación de Cointegración (MCE), 1986:4-2007:12



FUENTE: Cálculos realizados con Econometric Views 4.1

### Anexo 13. Pruebas de raíces unitarias para los residuos \*

Variable	Prueba ADF			Prueba Phillips-Perron				
	Estad. t	Valor crítico			Estad. t	Valor crítico		
		al 1%	al 5%	al 10%		al 1%	al 5%	al 10%
<i>MCE</i>	-2,77	-2,5739	-1,9421	-1,6159	-2,41	-2,5739	-1,9421	-1,6159

\* H<sub>0</sub>: Serie residual no estacionaria ⇒ Presencia de Raíz Unitaria

### Anexo 14. Estimación de los Vectores de Cointegración con MCE (VEC)

Rango: 1986:04 2007:12 ajustado

Observaciones: 261 ajustado

Estadístico t en ( )

Regresor	$\Delta \text{Ln}(MI_{real})$	$\Delta \text{Ln}(Y)$	$\Delta i_p$	$\Delta \text{Ln}(TCP)$	$\Delta \text{Ln}(\sigma)$
$MCE_{t-1}$	-0,0011 (-0,25)	0,0024 (0,56)	-0,6736 (-2,28)	0,0346 (4,42)	-0,0782 (-2,11)
$\Delta \text{Ln}(MI_{real})_{t-1}$	0,1914 (3,00)	0,0054 (0,08)	-14,9991 (-3,39)	0,1575 (1,35)	0,1254 (0,23)
$\Delta \text{Ln}(MI_{real})_{t-2}$	0,1024 (1,57)	0,1990 (3,08)	4,5374 (1,01)	0,1691 (1,42)	-0,2478 (-0,44)
$\Delta \text{Ln}(Y)_{t-1}$	0,1176 (1,87)	-0,1443 (-2,31)	2,2508 (0,52)	0,0785 (0,68)	-0,8822 (-1,61)
$\Delta \text{Ln}(Y)_{t-2}$	0,1414 (2,25)	-0,1144 (-1,83)	6,5111 (1,49)	-0,0727 (-0,63)	-0,8196 (-1,50)
$\Delta i_{p,t-1}$	-0,0010 (-1,07)	-0,0015 (-1,62)	0,3180 (5,07)	-0,0001 (-0,05)	0,0142 (1,81)
$\Delta i_{p,t-2}$	0,0011	-0,0017	-0,0927	0,0001	-0,0042

	(1,18)	(-1,89)	(-1,48)	(0,07)	(-0,54)
$\Delta \text{Ln}(TCP)_{t-1}$	-0,0760 (-2,15)	-0,0452 (-1,29)	4,2350 (1,73)	-0,0180 (-0,28)	1,5171 (4,95)
$\Delta \text{Ln}(TCP)_{t-2}$	0,0919 (2,52)	0,0664 (1,83)	-6,9337 (-2,74)	-0,0790 (-1,18)	0,0548 (0,17)
$\Delta \text{Ln}(\sigma)_{t-1}$	-0,0124 (-1,67)	-0,0036 (-0,49)	-0,1379 (-0,27)	-0,0134 (-0,99)	0,2000 (3,10)
$\Delta \text{Ln}(\sigma)_{t-2}$	0,0213 (2,93)	0,0043 (0,60)	-0,4069 (-0,81)	0,0164 (1,23)	0,0227 (0,36)
R-squared	0,1679	0,1150	0,2350	0,0350	0,1649
Sum. Res. Cuad.	0,4179	0,4123	2005,13	1,4038	31,5814
S.E. ecuación	0,0409	0,0406	2,8321	0,0749	0,3554
Estadístico F	5,04	3,25	7,68	0,91	4,94
Log Likelihood	469,70	471,45	-636,43	311,56	-94,73
Akaike AIC	-3,5149	-3,5283	4,9611	-2,3032	0,8102
Schwarz SC	-3,3647	-3,3781	5,1113	-2,1529	0,9604
Media depend.	0,0024	0,0035	0,0115	0,0219	0,0040
S.D. depend.	0,0439	0,0423	3,1752	0,0748	0,3814
Determinant Residual Covariance	1,30E-08				
Log Likelihood	546,0831				
Log Likelihood (ajustado d.f.)	517,9868				
Akaike AIC	-3,5018				
Schwarz SC	-2,6687				