

**Colección
Banca Central y Sociedad**



BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

La demanda de dinero en Venezuela (1984-1999)

**Adriana Arreaza
María Amelia Fernández
David Delgado**

**Serie Documentos de Trabajo
Gerencia de Investigaciones Económicas**

Agosto 2000

28

Las ideas y opiniones contenidas en el presente Documento de Trabajo son de la exclusiva responsabilidad de sus autores y se corresponden con un contexto de libertad de opinión en el cual resulta más productiva la discusión de los temas abordados en la serie.

Resumen

El objeto de este trabajo es estimar una función de demanda de dinero para Venezuela teóricamente coherente y empíricamente robusta, utilizando data de frecuencia mensual y trimestral, tanto para la definición de M1 como la de M2. Se utiliza la metodología de cointegración para identificar la relación de largo plazo entre las variables, que luego se incorpora en un modelo de equilibrio dinámico de corrección de errores. Se investiga también la presencia de un cambio estructural en la relación de largo plazo entre las variables, estimado endógenamente, y se incorporan variables que llamamos de “apertura”, tasa de interés externa y nivel del tipo de cambio, que han resultado ser relevantes para economías en desarrollo. Para el período analizado, se encontró que existen relaciones robustas de cointegración entre el dinero real, el producto real, el tipo de cambio nominal, la inflación, la tasa de interés interna y la tasa de interés externa, tanto para M1 como para M2, con data de frecuencia trimestral. Las relaciones con data mensual no resultaron robustas. No se halló evidencia concluyente sobre la existencia de cambios estructurales en las relaciones de cointegración. La dinámica de corto plazo parece indicar que el cuasidinero reacciona a un mayor número de variables y con menos rezagos que M1.

Abstract

The purpose of this paper is to estimate a theoretically coherent and empirically robust money demand function for Venezuela, using monthly and quarterly data for M1 and M2. We use the cointegration methodology to determine the long run relationship among the variables. This relationship is then incorporated in a vector error correction model. We also investigate the presence of an endogenously determined structural break and incorporate ‘openness variables’, namely the foreign interest rate and the nominal exchange rate in the analysis. We found robust cointegration relationships between real money, real output, nominal exchange rate, domestic and foreign interest rates at a quarterly frequency. We do not find robust results for monthly data. We do not get conclusive evidence about the presence of structural breaks in the cointegration relationships. The short run dynamics seem to indicate that quasi-money responds to a larger number of variables and with a smaller number of lags.

La demanda de dinero en Venezuela (1984-1999)

**Adriana Arreaza
María Amelia Fernández
David Delgado**

BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

DIRECTORIO

Diego Luis Castellanos E.
Presidente

Manuel Lago Rodríguez
Armando León Rojas
Domingo Maza Zavala
Jorge Giordani
(Representante
del Ejecutivo Nacional)

ADMINISTRACION

Diego Luis Castellanos E.
Presidente

Gastón Parra Luzardo
Primer Vicepresidente

Eddy Reyes Torres
Segundo Vicepresidente

COORDINACION Y PRODUCCION
Gerencia de Investigaciones
Económicas

Avenida Urdaneta, Esquina de Las Carmelitas.

Caracas 1010.

Teléfonos: 801.53.55-801.89.84

Fax: 58-2-801.83.78

PRODUCCION EDITORIAL
Gerencia de Comunicaciones Institucionales
Departamento de Publicaciones

Información:

Departamento de Publicaciones BCV

Torre Financiera, piso 14, ala sur.

Esquina de Las Carmelitas.

Dirección Postal: Apartado 2017. Carmelitas.

Caracas 1010.

Teléfonos: 801.80.75 / 83.80 / 52.35

Fax: 861.16.46

Internet: <http://www.bcv.org.ve>

Índice

1. Introducción.....	7
2. El modelo	11
3. Análisis de la Data	13
3.1 Las variables	13
3.2 Pruebas de estacionariedad.....	15
4. Resultados empíricos	17
4.1 Data mensual	18
4.2 Data trimestral	18
5. Conclusión	29
Apéndice	31
Tests para detectar la presencia de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales	31
Referencias.....	37

1. Introducción

La estimación de una función de demanda de dinero teóricamente coherente y empíricamente robusta es esencial para la programación monetaria y financiera. El objeto de este trabajo es estimar una función de demanda de dinero para Venezuela utilizando data de frecuencia mensual y trimestral, tanto para la definición de M1 como la de M2.

Investigaciones previas se han concentrado en la estimación de una función de demanda de dinero para Venezuela utilizando la metodología de cointegración para identificar la relación de largo plazo entre las variables, que luego se incorpora en un modelo de equilibrio dinámico de corrección de errores. Por ejemplo, Sánchez (1995) emplea datos de frecuencia trimestral y encuentra una relación de largo plazo entre M1 real, producto e inflación. Cartaya, Roo y Sánchez (1996) encuentran una relación a largo plazo para la demanda de dinero con el agregado M1 utilizando data mensual. Bjørnland (1999) deriva un modelo estable para M2 con data trimestral.

Nuestro trabajo contiene varias innovaciones con respecto a estudios recientes para Venezuela. En primer lugar, se investiga la presencia de un cambio estructural en la relación de largo plazo entre las variables siguiendo el método de Gregory y Hansen (1996) para hallar de forma endógena el quiebre en la relación de cointegración. También se incorporan variables que llamamos de “apertura”, tasa de interés externa y nivel del tipo de cambio, que miden el costo de oportunidad de demandar saldos líquidos en moneda nacional frente a otros activos en moneda extranjera, que resultan ser relevantes para economías en desarrollo, siguiendo a Arize, Malindretos y Shwiff (1999).

En este estudio se pretende responder a las siguientes preguntas: (i) ¿es la demanda nominal de dinero homogénea de grado uno con respecto a los precios?, (ii) ¿es unitaria la elasticidad de largo plazo de

la demanda de dinero con respecto al ingreso?, (iii) ¿cuál es el agregado monetario que más se adecua a la estimación de la demanda de dinero para Venezuela?, (iv) ¿son relevantes las variables de ‘apertura’ para explicar la demanda de dinero? y (v) ¿es la velocidad de ajuste de la demanda de saldos reales a desequilibrios instantánea?

En primer término, es relevante averiguar si cambios en los precios son seguidos por cambios proporcionales en la demanda nominal de dinero, de manera que la demanda de saldos reales permanezca constante. De ser la demanda de dinero homogénea de grado uno, ello permitiría predecir con mayor precisión los efectos a largo plazo de la política monetaria, dado que los resultados no se verían afectados por ilusión monetaria.

Por otra parte, es importante conocer si la elasticidad ingreso de la demanda de dinero a largo plazo es unitaria. Cuando la elasticidad ingreso es mayor a la unidad, la velocidad de circulación tendería a caer a medida que aumenta el ingreso, debido a la falta de economías de escala en la acumulación de saldos monetarios. Si existen economías de escala en la acumulación de saldos reales y la elasticidad ingreso es unitaria, la velocidad de circulación tendería a permanecer constante y los cambios en el producto y la demanda de saldos reales serían proporcionales.

Es también importante conocer la dinámica a corto plazo de los determinantes de la demanda de saldos reales para efectos de política. Se espera que en la medida en que los desequilibrios con respecto al equilibrio a largo plazo resulten más costosos para los agentes, la velocidad de ajuste será mayor.

Por último, si las variables de apertura son relevantes para la función de demanda de dinero, esta información debe incorporarse en el diseño de la política monetaria.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección a continuación explica la metodología empleada. La sección 3 reseña el comportamiento de los agregados monetarios y describe sus propiedades estadísticas. En la sección 4 se presentan y analizan los resultados y la sección 5 contiene las conclusiones.

2. El modelo

La especificación que utilizamos se basa en el modelo de equilibrio de corrección de errores en Arize y Melindretos (1999), descrita de la siguiente manera:

$$m_t^* - \mathbf{a}_1 y_t - \mathbf{a}_2 \mathbf{p}_t - \mathbf{a}_3 r_t^i - \mathbf{a}_4 e_t - \mathbf{a}_5 r_t^f = \mathbf{e}_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta m_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{l} \mathbf{e}_{t-1} + \sum_{j=1}^L (\mathbf{d}_{1,j} \Delta y_{t-j} + \mathbf{d}_{2,j} \Delta \mathbf{p}_{t-j} + \mathbf{d}_{3,j} \Delta r_{t-j}^i + \\ + \mathbf{d}_{4,j} \Delta e_{t-j} + \mathbf{d}_{5,j} \Delta r_{t-j}^f) + \sum_{j=0}^L B_j \Delta m_{t-j-1} \end{aligned} \quad (2)$$

donde es m_t^* el logaritmo de los saldos reales deseados (M1 o M2 real); y_t es el logaritmo del producto real; π_t es la tasa de inflación esperada¹; e_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal; r_t^f es la tasa de interés externa y r_t^i es la tasa de interés doméstica. El operador Δ indica las primeras diferencias de las variables. Los errores estocásticos vienen dados por ε_t y μ_t .

La primera ecuación representa el equilibrio a largo plazo en el mercado monetario, modelado mediante un vector de cointegración, y la segunda ecuación describe la dinámica de corto plazo de las variables. Se dice que un conjunto de variables integradas de orden uno están cointegradas, cuando existe al menos una combinación lineal de las mismas cuyos residuos sean estacionarios. Ello indica que las tendencias estocásticas de dichas variables están relacionadas y convergen hacia el equilibrio en el largo plazo. Si la función de demanda de dinero está descrita por un modelo de equilibrio a largo plazo estacionario, ello implica que la dinámica a corto plazo está restringida a que cualquier desequilibrio se revierta nuevamente hacia el equilibrio a largo plazo en ausencia de perturbaciones. Los coeficientes de esta

1 Se supone que los agentes tienen previsión perfecta de la inflación.

ecuación son interpretados como elasticidades de la demanda de saldos reales con respecto a cada variable, excepto los coeficientes que acompañan las tasas de interés, que son semi-elasticidades.

Como variable de escala utilizamos el producto real como medida de ingreso. Se espera que los saldos reales sean directamente proporcionales al ingreso, es decir, el signo de α_1 debe ser positivo. En cuanto a las variables de costo de oportunidad de mantener saldos reales, se espera que el signo que acompaña la inflación esperada, α_2 , sea negativo, dado que aumentos esperados en la tasa de inflación generan una sustitución del dinero por otros activos, reduciéndose así la cantidad deseada de saldos reales. Un aumento de la tasa de interés genera efectos sustitución y riqueza de signos opuestos, por lo que el signo de α_3 se determina empíricamente.

El tipo de cambio tiene un efecto ambiguo sobre la demanda de dinero. Por una parte, si los agentes tienen inversiones en moneda extranjera, una depreciación tenderá a aumentar la riqueza de los agentes, lo cual tendería a incrementar la demanda de saldos reales. Por otra parte, una depreciación del tipo de cambio puede generar expectativas pesimistas en cuanto al desempeño futuro del tipo de cambio, motivando una recomposición del portafolio de los agentes a favor de activos en divisas. Debido a esto, el signo de α_4 se determina en forma empírica.

La tasa de interés externa, r_t^f , refleja el costo de oportunidad de mantener saldos reales en moneda doméstica en lugar de activos en moneda extranjera. En este sentido, se espera que la demanda de saldos reales reaccione en dirección contraria a los movimientos de la tasa de interés externa. Se espera que el signo de α_5 sea entonces negativo.

La segunda ecuación describe la dinámica a corto plazo de las variables que intervienen en el modelo, donde ε_{t-1} es el término de corrección de error o desequilibrio. El coeficiente l representa la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo. Para asegurar la convergencia hacia el equilibrio, $-1 < \lambda < 0$.

3. Análisis de la Data

3.1 Las variables

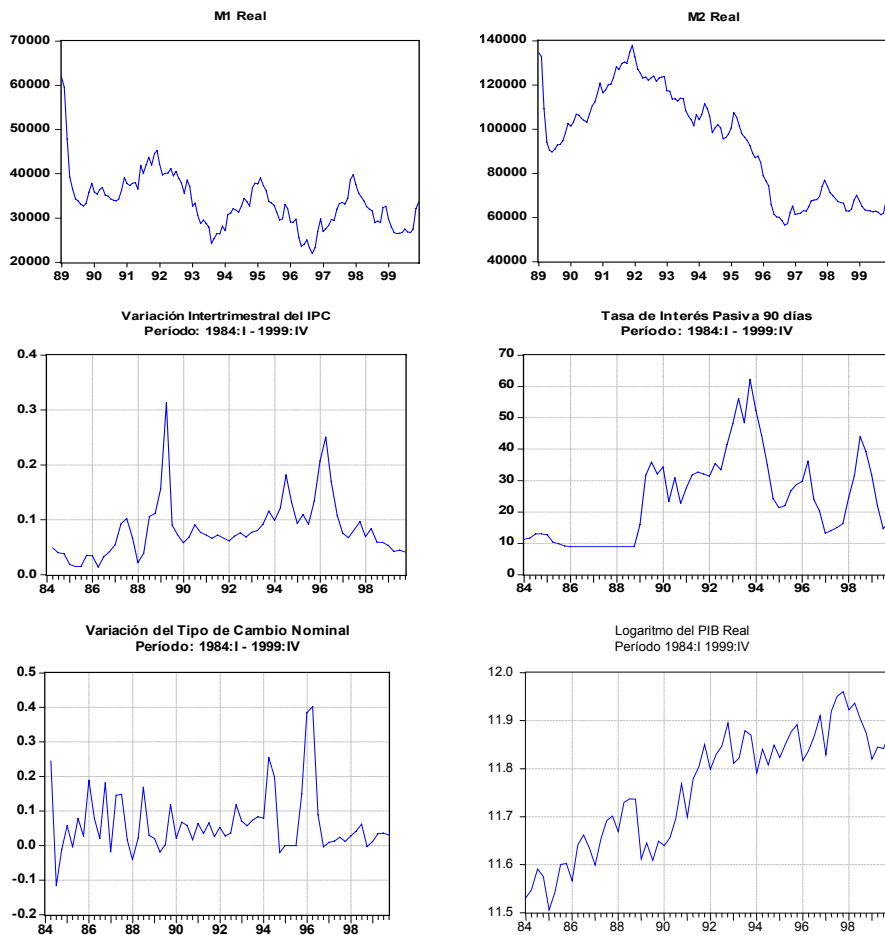
Las series utilizadas para estimar la demanda de dinero son las siguientes:

- Dinero real. Como dinero nominal se utilizaron los saldos al final del período de M1 (efectivo más depósitos a la vista) y M2 (M1 más depósitos de ahorro y a plazo). El dinero real se obtuvo deflactando M1 y M2 con el índice de precios al consumidor (IPC), base 1997, que calcula el BCV para el área metropolitana de Caracas. Se denota como $m1$ y $m2$ al logaritmo de M1 y M2 real, respectivamente.
- Producto interno bruto real (y). Para el análisis de la data mensual se utilizó como proxy del PIB real el logaritmo del índice general de actividad económica mensual (Igaem), base 1997, que calcula el BCV con cobertura nacional. Para la data con periodicidad trimestral, se utilizó el logaritmo del PIB real que calcula el BCV.
- Inflación (π). Se utilizó como medida de inflación la diferencia del logaritmo del IPC.
- Tipo de cambio nominal (e). Se utilizó el logaritmo del precio promedio en bolívares del dólar.
- Tasa de interés doméstica (r^d). Se utilizó la tasa de interés pasiva de los depósitos a 90 días calculada por el BCV.
- Tasa de interés externa (r^f). Se utilizó la tasa de interés pasiva de los CD norteamericanos a 90 días, que se publica en la base de datos del IMF.

El período muestral dependió de la disponibilidad de información. Para la data mensual, el período en estudio es enero 1989 a diciembre 1999; mientras que para la data trimestral, se tomó desde el primer trimestre de 1984 hasta el cuarto de 1999. La data hasta el tercer trimestre de 1990 está trimestralizada; a partir de entonces se calcula trimestralmente.

Durante el período en estudio, la economía venezolana experimentó fuertes shocks macroeconómicos. Como parte de las reformas introducidas a partir de 1989 y en lo sucesivo, la economía experimentó grandes devaluaciones, se implementaron diferentes regímenes cambiarios, la inflación alcanzó tasas superiores al 100%, las tasas de interés alcanzaron niveles del 70%, etc. Todo ello ha originado una alta volatilidad de las variables macroeconómicas empleadas en este estudio, tipo de cambio, inflación, tasas de interés, PIB y liquidez real (ver Figuras 1-6). Tanto el circulante como la liquidez monetaria muestran una tendencia decreciente. Particularmente, m2 real ha mostrado una marcada disminución durante el período, debido fundamentalmente a la caída del cuasidinero.

FIGURAS 1 - 6



3.2 Pruebas de estacionariedad

El disponer de series no estacionarias o con raíces unitarias tiene implicaciones importantes sobre cualquier análisis econométrico. Si una variable posee una raíz unitaria, todo impacto sobre ésta tendrá efectos permanentes. El Cuadro N°1 muestra los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller aumentadas para corregir por autocorrelación (ADF). Éstas favorecen la hipótesis de la presencia de raíces unitarias al 5% para todas las variables, excepto para m2 y el producto trimestral, para las cuales no puede ser rechazada la hipótesis nula para un nivel de significación del 10%.

Para el caso particular de las series de m1 y producto mensual no solamente se contrastó si existían raíces unitarias sino también raíces unitarias estacionales, ya que la diferenciación de una serie que posee raíces unitarias estacionales no será estacionaria. Hylleberg, Engle y Granger (1990) desarrollaron tests para raíces unitarias las cuales contienen módulos unitarios con frecuencias estacionales. Estos tests permiten contrastar la presencia de raíces estacionales a varias frecuencias, es decir, contrastar raíces unitarias a frecuencia cero o no estacionales, raíces unitarias semestrales y estacionales. Una vez extraído el patrón estacional determinístico de m1 y del producto usando el método multiplicativo de promedios móviles, se contrastó la presencia de raíces unitarias estacionales. Dicho test confirma la no-existencia de raíces unitarias estacionales en las series desestacionalizadas de m1 y producto; los valores del test y sus respectivos valores críticos se muestran en el cuadro N°1.

CUADRO N°1. TESTS PARA RAÍCES UNITARIAS

Variable	Data Mensual		Data Trimestral	
	Valor del estadístico de contraste	Valor Crítico ⁽¹⁾	Valor del estadístico de contraste	Valor Crítico ⁽¹⁾
$m1_{real}^{(2)}$	-2.21	-2.89	-2.22	-3.4875
$m2_{real}$	-2.67	-3.4461	-3.52	-3.4862
$y^{(2)}$	-2.14	-2.89	-3.59	-3.4862
π	-2.61	-2.8845	-2.37	-2.9118
e	-2.19	-3.4461	-1.66	-3.4862
r^i	-2.42	-2.8845	-1.70	-2.9109
r^f	-1.98	-2.8845	-2.35	-2.9118

H_0 : La serie no es estacionaria.

1/ El valor crítico aproximado según MacKinnon para series no estacionales y de Hylleberg *et al* (1990) para series mensuales de $m1$ y producto.; nivel de significación de 5%

2/ La serie mensual está desestacionalizada.

Las pruebas tradicionales de Dickey-Fuller para detectar raíces unitarias pueden resultar inadecuadas cuando la variable ha experimentado cambios estructurales en el período de estudio. Este podría ser el caso de la mayoría de las series aquí analizadas.

Es evidente pues, que dadas las características de la data venezolana, los tests convencionales ADF deben verse con cautela. En efecto, todos los modelos de raíces unitarias, aún después de corregir por autocorrelación, presentan residuos que no son normales e inestabilidad en sus parámetros. En este estudio, se utilizaron adicionalmente extensiones del ADF tradicional, robustas ante la presencia de quiebres estructurales en las series, para detectar la presencia de raíces unitarias en las series. Estos procedimientos y sus resultados se detallan en el Apéndice. Los resultados de estos tests muestran que todas las series aquí analizadas son no estacionarias, incluso las series trimestrales de $m2$ y producto que resultaron ser estacionarias utilizando el test tradicional ADF (cuadro N°1). Para el resto de variables, los tres métodos de raíces unitarias confirmaron los resultados obtenidos con el ADF tradicional, por lo cual podemos concluir que las series analizadas no son estacionarias.

4. Resultados empíricos

En primer lugar, se determinaron endógenamente los posibles cambios estructurales en la relación de cointegración mediante el método de Gregory y Hansen (1996). Este método se basa en una extensión del test ADF para contrastar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables, contra la alternativa de cointegración en la presencia de un cambio estructural. Luego se emplea el método de Johansen (1988,1992) para hallar los vectores de cointegración, cuyos residuos se incorporan en la estimación de la dinámica de corto plazo para corregir por el ajuste hacia el equilibrio. Para ello se utiliza el método de máxima verosimilitud con información completa. La estructura de rezagos del VAR se determina utilizando los criterios de Akaike y Schwarz.

Por último, se estima el modelo final mediante dos métodos: i) un modelo VAR estimado por máxima verosimilitud con información completa (FIML) y OLS, considerando como variables débilmente exógenas aquellas que así resulten de acuerdo al criterio de Johansen. ii) Estimaciones parsimoniosas uniecuacionales para la demanda de dinero, verificando que los residuos de éstas no tengan problemas de autocorrelación, normalidad, heterocedasticidad o estabilidad estructural de los parámetros.

Aunque teóricamente es correcto la estimación mediante un sistema, también es cierto que problemas de especificación en una de las ecuaciones, puede afectar el resto de las ecuaciones del sistema, particularmente cuando se estima por FIML. Por otra parte, las estimaciones uniecuacionales permiten un análisis más profundo de los resultados. Para el caso venezolano, Sánchez (1995) realiza ambos tipos de estimaciones para la demanda de dinero, obteniendo resultados similares en cuanto a la magnitud y significación de los coeficientes.

4.1 Data mensual

Con data de frecuencia mensual no se encontraron relaciones de cointegración robustas entre las variables empleadas para el período cubierto en este estudio. Cambios en la estructura de rezagos parecen alterar marcadamente los resultados en cuanto a la significación y los signos de las variables en los vectores de cointegración. Con el método de Gregory y Hansen tampoco se logran encontrar relaciones de cointegración admitiendo un cambio de régimen en la relación de equilibrio largo plazo. Esto puede deberse a que el indicador utilizado para el producto mensual, el Igaem, no resulta adecuado para este tipo de estimaciones. Otra explicación puede ser que la data mensual tiene problemas de estacionalidad o contiene ‘ruido’, lo cual desvirtúa las estimaciones.

4.2 Data trimestral

Con data de frecuencia trimestral se encontraron resultados más confiables, tanto para m1 como para m2. Para ambos agregados monetarios se contrastó la hipótesis sobre la homogeneidad de precios mediante un modelo de rezagos distribuidos del tipo,

$$\log M_t = \sum_{j=1}^r \log M_{t-j} + \sum_{j=0}^r \mathbf{j}_j \log P_{t-j} + \sum_{j=0}^r (\mathbf{a}_j y_{t-j} - \mathbf{b}_j r_{t-j}^i - \mathbf{d}_j e_{t-j} - \mathbf{g}_j r_{t-j}^f) \quad (3)$$

donde M y P representan los saldos nominales y los precios, respectivamente. La hipótesis a comprobar es $\sum_{j=0}^r \phi_j = 1$, es decir, los saldos nominales se ajustan proporcionalmente a cambios en los precios a lo largo del tiempo (r rezagos), de manera que la demanda de saldos reales permanece constante. Esta hipótesis no pudo ser rechazada para m1 o m2 con 6 rezagos. Esto sugiere que ambos agregados pueden ser empleados en el diseño y ejecución de la política monetaria.

4.2.1 Análisis del equilibrio a largo plazo

Para la relación de equilibrio a largo plazo, primero se investigó la presencia de cambios estructurales. Al realizarse los tests residuales

tradicionales (Engle y Granger (1987)), se encontró que existen relaciones de cointegración sin necesidad de corregir por quiebres estructurales en la relación a largo plazo. En este caso, el método de Gregory y Hansen no resulta apropiado para determinar cambios de régimen. Sin embargo, el hecho que existan relaciones de cointegración robustas, tanto para m1 como para m2, sin necesidad de corregir por cambios de régimen podría indicar que si hubo cambios estructurales, éstos no afectaron de manera significativa la relación de equilibrio.

Una vez descartada la inclusión de cambios estructurales en la relación de cointegración, se determinó la estructura óptima de rezagos del vector autorregresivo (VAR), utilizando los criterios de Akaike y Swarchz, que resultó ser de 4 rezagos. Luego se procedió con el test de Johansen para determinar el número de vectores de cointegración. El Cuadro N°2 presenta los resultados del LR-test (cociente de verosimilitud) para el estadístico de la traza, que indica el número de vectores de cointegración.

CUADRO N° 2. LR-TESTS PARA EL RANGO

	$r=0$	$r\leq 1$	$r\leq 2$	$r\leq 3$	$r\leq 4$
m1real	103.9**	65.5*	35.2	19.4	7.9
m1real ^E	66.9**	37.1	16.8	6.3	2.1
m2real	79.9**	45.4*	23.8	9.27	1.7
m2real ^E	120.9**	78.3**	50.9**	26.4*	10.3

E El modelo contiene $r_t^i - r_t^f$, en lugar de las tasas separadas. *(**) Significativo al 5% (1%)

Tanto para m1 como para m2 se contrastaron dos modelos, uno incluyendo la tasa de interés doméstica y la tasa de interés externa (modelo general), y otro que sólo contiene el diferencial de tasas, $r_t^i - r_t^f$ (modelo con diferencial de tasas). En todos los casos, la hipótesis que no existe una relación de cointegración es rechazada al 1%. En los casos en los que existe más de una relación de cointegración, resultó que sólo una de las relaciones era teóricamente consistente y fueron éstas las que se emplearon para el resto del análisis.

La existencia de vectores de cointegración sugiere entonces la presencia de relaciones estables a largo plazo entre la demanda de saldos reales, el producto, la inflación, el tipo de cambio y las tasas de interés interna y externa. El Cuadro N°3 muestra los vectores de cointegración estimados.

CUADRO N°3. VECTORES DE COINTEGRACIÓN

		y	p	r_t^i	e	r_t^f	$r_t^i - r_t^f$	<i>Velocidad de ajuste</i>
1	m1real*	0.95	-1.69	-0.01	-0.26	-0.01	—	-0.80
		(130.3)	(4.89)	(14.48)	(27.67)	(0.71)	—	(2.69)
2	m1real*	0.94	-1.32	—	-0.26	—	0.01	-0.37
		(172.1)	(2.83)	—	(16.91)	—	(11.98)	(1.97)
3	m2real*	1.05	-1.00	0.001	-0.36	-0.02	—	-0.78
		(167.1)	(2.99)	(1.50)	(46.15)	(3.46)	—	(3.53)
4	m2real	1.04	-1.54	—	-0.36	—	0.001	-0.52
		(283.1)	(4.26)	—	(33.82)	—	(1.72)	(3.33)

Valor absoluto del estadístico t entre paréntesis. (*) El producto no es débilmente exógeno.

Los coeficientes resultaron significativos y con los signos esperados. Para todas las especificaciones el producto resultó positivo y significativo. La restricción sobre la elasticidad ingreso unitaria de la demanda de dinero no pudo ser rechazada. La inflación resultó ser el componente con mayor elasticidad en términos absolutos. Alzas en la tasa de inflación generan caídas más que proporcionales en la demanda de saldos reales. El tipo de cambio afecta negativamente la demanda de dinero. Ello refleja el hecho que ante alzas en el precio de la divisa, los agentes sustituyen activos internos por externos pues interpretan la depreciación de hoy como un debilitamiento futuro de la moneda. La falta de credibilidad en el régimen cambiario genera expectativas sobre el debilitamiento futuro de la moneda, lo cual induce caídas en la demanda de saldos reales cuando los agentes ajustan su portafolio.

Cuando se incluyen las tasas de interés interna y externa por separado en el vector de cointegración para m1 (fila 1), la tasa de interés externa no resultó significativa. Ello sugiere que la demanda de saldos reales con fines mayormente transaccionales, no es muy sensible a movimientos en la tasa de interés externa, aunque sí lo es al diferencial de tasas interna y externa (fila 2). Por el contrario, al utilizar m2 como agregado, la tasa de interés doméstica pierde importancia (fila 3) frente a la tasa de interés externa. Ello puede indicar que el cuasidinero es sensible a las variables de apertura, determinando así la respuesta de m2 ante cambios en la tasa de interés externa.

De todo esto se deduce que las variables de apertura deben ser tomadas en consideración a la hora de realizar política monetaria, dado que forman parte de la relación de equilibrio de largo plazo de la demanda de saldos reales. Cualquier política económica que afecte el tipo de cambio o el diferencial de tasas de interés, tendrá a su vez un impacto indirecto sobre la demanda de saldos reales a través de las variables de apertura. La última columna muestra la velocidad de ajuste de la demanda de dinero ante desequilibrios. Tanto para m1 como para m2, la velocidad de ajuste de la demanda de dinero es alta, comparada con la de otros países y mercados emergentes (ver Arize, Malindretos y Shwiff (1999)). Estos resultados sugieren que ante desequilibrios de corto plazo en el mercado monetario, una alta proporción del ajuste hacia el equilibrio se realiza en el trimestre siguiente al desajuste.

4.2.2 Modelo dinámico

De acuerdo con el criterio de Johansen, la inflación, el tipo de cambio, y las tasas de interés resultaron débilmente exógenas. En cambio, el producto no resultó débilmente exógeno en 3 de las 4 especificaciones estimadas en el Cuadro 3. Esto sugiere que tanto la demanda de saldos reales como el producto se ajustan en el corto plazo ante cualquier desequilibrio para alcanzar nuevamente el equilibrio de largo plazo.

Procede entonces estimar los modelos en forma conjunta para Δm y Δy , para lo cual se utilizó el método de máxima verosimilitud con información completa (FIML). Este método es consistente y asintóticamente eficiente, por lo que debería preferirse a otros métodos de información limitada uniecuacionales. Sin embargo, para muestras pequeñas estos resultados asintóticos no necesariamente se mantienen.

En primer lugar, cualquier error de especificación en alguna de las ecuaciones se propaga al resto de las ecuaciones, cosa que no ocurre con métodos de información limitada, dado que las estimaciones se hacen ecuación por ecuación. En segundo lugar, la variación de la matriz estimada de covarianzas es transmitida a todo el sistema, lo que puede resultar en varianzas estimadas más altas que se obtendrían con métodos de información limitada (Greene (1993)). Por esta razón, también se incluyen estimaciones uniecuacionales realizadas con OLS, las cuales permiten, además, una evaluación más detallada del modelo.

Estimación conjunta de las variables (FIML)

En los Cuadros N°s 4 al 7 se presentan los resultados de la estimación conjunta de Δm y Δy en su representación parsimoniosa para los modelos 1 al 3 en el Cuadro N°3.

CUADRO N°4. ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA Δm Y Δy . MODELO GENERAL

Ecuación para Δm			
	Coefficiente	Error Estándar	<i>Estadístico t</i>
$\epsilon(-1)$	-0.321	0.086	-3.746
$\Delta y(-3)$	-1.076	0.306	-3.514
Ecuación para Δy			
$e(-1)$	-0.192	0.035	-5.441
$\Delta m(-2)$	0.126	0.038	3.313
$\Delta m(-4)$	0.098	0.044	2.222
$\Delta y(-1)$	-0.530	0.115	-4.587
$\Delta y(-2)$	-0.578	0.107	-5.392
$\Delta y(-3)$	-0.264	0.087	-3.011
$\Delta(e)(-1)$	0.141	0.043	3.239

CUADRO N°5. ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA $\Delta M1$ y Δy .
 MODELO CON DIFERENCIAL DE TASAS

Ecuación para $\Delta m1$			
	Coefficiente	Error Estándar	<i>Estadístico t</i>
$\epsilon(-1)$	-0.281	0.105	-2.688
$\Delta y(-3)$	-1.096	0.331	-3.315
Ecuación para Δy			
$\epsilon(-1)$	-0.194	0.034	-5.736
$\Delta m(-2)$	0.145	0.042	3.430
$\Delta m(-4)$	0.107	0.051	2.094
$\Delta y(-1)$	-0.516	0.112	-4.604
$\Delta y(-2)$	-0.578	0.110	-5.330
$\Delta y(-3)$	-0.259	0.093	-2.782
$\Delta(e)(-1)$	0.114	0.041	2.792

CUADRO N°6. ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA $\Delta m2$ y Δy . MODELO GENERAL

Ecuación para $\Delta m2$			
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t
$\epsilon(-1)$	-0.408	0.109	-3.742
$\Delta y(-3)$	-0.486	0.228	-2.128
Ecuación para Δy			
$\Delta y(-1)$	-0.389	0.149	-2.621
$\Delta y(-2)$	-0.339	0.118	-2.874
$\Delta y(-3)$	-0.342	0.152	-2.243
$\Delta r^i(-3)$	-0.002	0.001	-1.953
$\Delta r^i(-1)$	0.020	0.008	-2.621

Tanto para $m1$ como para $m2$ el término de corrección de errores resulta significativo y negativo como se esperaba, lo cual es consistente con el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo ante cualquier desequilibrio. El único rezago que parece estar afectando la dinámica

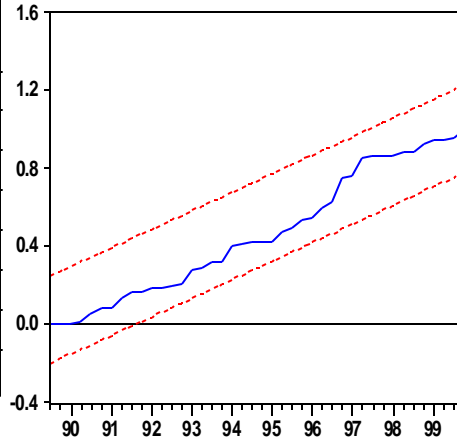
de m_1 y m_2 es el tercer rezago del producto. Nótese que la tasa de inflación no parece afectar la dinámica de la liquidez o la del producto. Cabe resaltar que para el caso de m_2 , el término de corrección de errores no es significativo en la ecuación para Δy , lo que puede sugerir que en este caso, el producto puede tomarse como débilmente exógeno y justificar la estimación en forma uniecuacional para la dinámica de m_2 .

Estimación uniecuacional (OLS)

En los Cuadros 7 al 10 se encuentran los resultados de las estimaciones uniecuacionales parsimoniosas. Aun cuando algunos rezagos de Δm no resultaron significativos, los mismos fueron incluidos para corregir por autocorrelación; sin embargo, para todos los casos se rechaza la hipótesis conjunta $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ siendo k el total de variables, significativas o no, incluidas en un modelo particular. Los tests Q y LM indican que no existen problemas de correlación serial en los residuos una vez incluidos dichos rezagos. La hipótesis sobre la normalidad de los residuos no es rechazada para ningún modelo (test Jarque-Bera) y tampoco parece haber problemas de heterocedasticidad (test Arch-LM). Los modelos resultaron a su vez estructuralmente estables en cuanto a los parámetros (test CUSUM). Se incluyó una variable *dummy*, que toma valor 1 en el segundo trimestre de 1989 y 0 en el resto de los períodos, para corregir por el fuerte shock derivado del programa de ajuste introducido en febrero de ese año. Esta variable resultó significativa y mejoró el error de predicción, mas su exclusión no desmejoró la robustez de los modelos o alteró las especificaciones parsimoniosas.

CUADRO 7. ESTIMACIÓN UNIECUACIONAL PARA $\Delta M1$. MODELO GENERAL

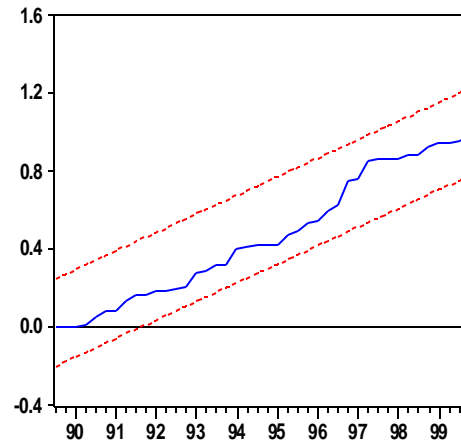
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico <i>t</i>
$\varepsilon (-1)$	-0.1690	0.0743	-2.2744
$\Delta m(-1)$	0.1225	0.0962	1.2731
$\Delta m(-2)$	0.0246	0.0890	0.2763
$\Delta m(-3)$	-0.1318	0.0927	-1.4208
$\Delta m(-4)$	0.2868	0.0982	2.9192
$\Delta m(-5)$	-0.3241	0.1043	-3.1063
$\Delta y(-3)$	-0.6502	0.2688	-2.4194
$\Delta 892i$	-0.3937	0.0792	-4.9680



R ² ajustado	0.61	p-value Jarque-Bera	0.57
p-value Q-test(6)	0.22	p-value Arch(2)	0.32
p-value LM(2)	0.98	RMSE predicción	0.075424

CUADRO 8. ESTIMACIÓN UNIECUACIONAL PARA $\Delta M1$.
MODELO CON DIFERENCIAL DE TASAS

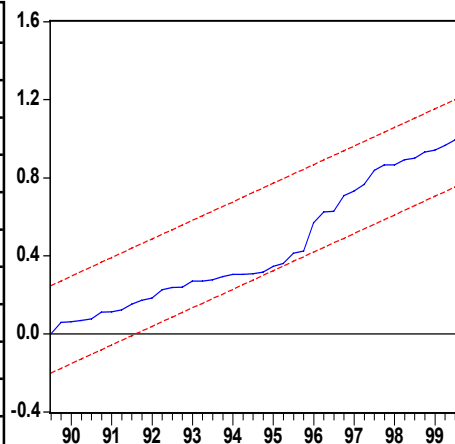
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico <i>t</i>
$\varepsilon (-1)$	-0.1788	0.0745	-2.3974
$\Delta m(-1)$	0.1534	0.0948	1.6176
$\Delta m(-4)$	0.2820	0.0957	2.9471
$\Delta m(-5)$	-0.3108	0.1004	-3.0959
$\Delta y(-3)$	-0.7682	0.2421	-3.1737
$\Delta 892i$	-0.3911	0.0777	-5.0341



R ² ajustado	0.61	p-value Jarque-Bera	0.60
p-value Q-test(6)	0.41	p-value Arch(2)	0.48
p-value LM(2)	0.96	RMSE predicción	0.076424

CUADRO 9. ESTIMACIÓN UNIECUACIONAL PARA $\Delta m2$. MODELO GENERAL

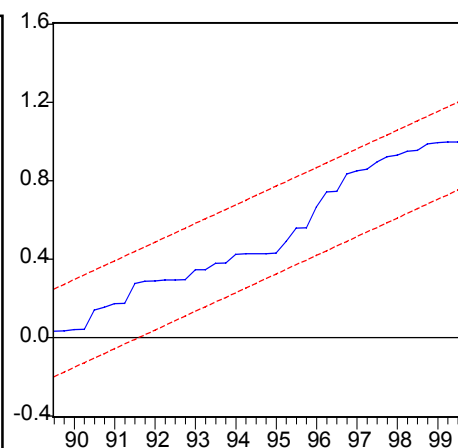
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico <i>t</i>
$\varepsilon(-1)$	-0.627	0.095	-6.5868
$\Delta m(-1)$	0.115	0.104	1.1132
$\Delta m(-2)$	0.203	0.111	1.8387
$\Delta m(-4)$	0.460	0.099	4.6172
$\Delta y(-1)$	-0.467	0.193	-2.4222
$\Delta y(-2)$	-0.400	0.194	-2.0670
$\Delta y(-3)$	-0.543	0.175	-3.0925
$\Delta y(-4)$	-0.294	0.167	-1.7600
$\Delta r^i(-2)$	-0.004	0.001	-3.6449
$\Delta e(-2)$	0.251	0.084	2.9797
$\Delta r^i(-4)$	0.041	0.013	3.2358
D892i	-0.254	0.054	-4.7350



R ² ajustado	0.6923	p-value Jarque-Bera	0.46
p-value Q-test(6)	0.53	p-value Arch(2)	0.91
p-value LM(2)	0.19	RMSE predicción	0.047234

CUADRO 10. ESTIMACIÓN UNIECUACIONAL PARA $\Delta m2$.
MODELO CON DIFERENCIAL DE TASAS

	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico <i>t</i>
$\varepsilon(-1)$	-0.525	0.091	-5.7900
$\Delta m(-1)$	0.035	0.131	0.2664
$\Delta m(-2)$	0.129	0.111	1.6744
$\Delta m(-3)$	-0.128	0.083	-1.5300
$\Delta m(-4)$	0.275	0.099	2.7620
$\Delta m(-5)$	-0.022	0.105	-0.2093
$\Delta y(-1)$	-0.417	0.198	-2.1050
$\Delta y(-2)$	-0.342	0.221	-1.5480
$\Delta y(-3)$	-0.499	0.212	-2.3523
$\Delta e(-2)$	0.234	0.104	2.2360
$\Delta(r^i-r^f)(-2)$	-0.004	0.001	-3.8739
$\Delta(r^i-r^f)(-3)$	-0.002	0.001	-1.8796
$\Delta(r^i-r^f)(-4)$	-0.003	0.001	-2.4547
D892	-0.284	0.023	-12.168



R ² ajustado	0.70	p-value Jarque-Bera	0.32
p-value Q-test(6)	0.21	p-value Arch(2)	0.39
p-value LM(2)	0.18	RMSE predicción	0.04323

Al igual que en la estimación conjunta, M1 parece reaccionar a las variaciones del producto con 3 períodos de rezago. Parece depender también de su propia historia luego de 4 períodos. Ello implica que estimar el modelo en forma uniecuacional no representa mayor pérdida de información con respecto a la estimación conjunta de las variables.

Para m2, las estimaciones uniecuacionales resultaron en dinámicas más complejas que la estimación conjunta. La variación de m2 pareciera depender de sus propios rezagos (4-5), de los rezagos del producto (1-3), del segundo rezago del tipo de cambio, de las tasas de interés doméstica y externa y de su diferencial después de dos rezagos. Esto indica que el componente de m2 distinto de m1, el cuasidinero, parece responder a una mayor cantidad de variables y en menos rezagos que m1, determinando así la dinámica de m2.

5. Conclusión

En este trabajo se estimaron funciones para la demanda de dinero en Venezuela para el período 1984-99. Se encontró que existen relaciones robustas de cointegración entre el dinero real, el producto real, el tipo de cambio nominal, la inflación, la tasa de interés interna y la tasa de interés externa, tanto para M1 como para M2, con data de frecuencia trimestral. Con data de periodicidad mensual, no lograron encontrarse relaciones robustas. Lo relevante de estos hallazgos es que reflejan la importancia de las variables de apertura, tipo de cambio y tasa de interés externa, en el comportamiento de la demanda de dinero en Venezuela. Cualquier medida de política económica que afecte la dinámica del tipo de cambio estará también alterando el comportamiento del dinero real. Si los agentes perciben que el nivel del tipo de cambio es poco creíble, se producirá un ajuste de portafolio a favor de activos externos, implicando una desmonetización de la economía doméstica. Estudios futuros pueden indagar el efecto de variables de riesgo cambiario y/o financiero sobre la demanda de dinero en Venezuela.

Apéndice

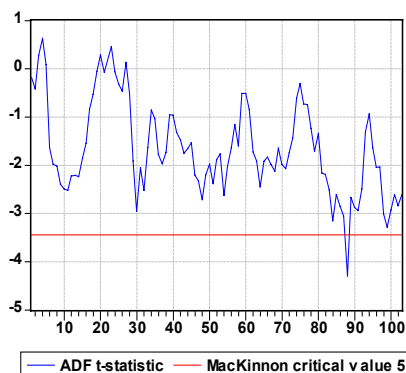
Tests para detectar la presencia de raíces unitarias en presencia de cambios estructurales

Un procedimiento econométrico para contrastar la hipótesis de raíz unitaria en presencia de cambios estructurales sería efectuar las pruebas ADF en forma secuencial. Esta técnica consiste en estimar la ecuación test de ADF en submuestras de tamaño n del conjunto total de datos N ($n < N$), de forma tal que la primera muestra contenga las observaciones 1 hasta n , la segunda muestra contenga las observaciones 2 a la $(n+1)$, y la última muestra contenga las observaciones $[(N-n)+1]$ a la N .

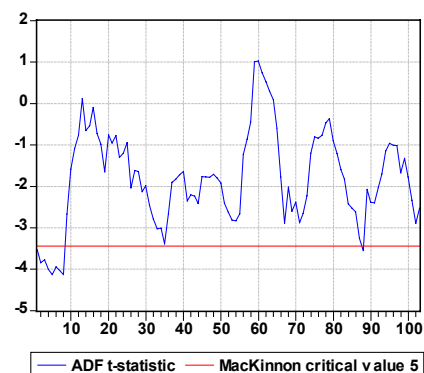
Para cada submuestra se obtiene el estadístico t asociado al coeficiente rezagado de la variable en estudio y se compara con los valores críticos de MacKinnon. Para ilustrar este método se muestran los resultados para $m1$ y para $m2$. Valores por encima del valor crítico implican que no puede ser rechazada la hipótesis de no estacionariedad.

FIGURAS A.1 Y A.2. DATA MENSUAL

ADF para LM1real con submuestras de 30 meses (c,t,6lags)

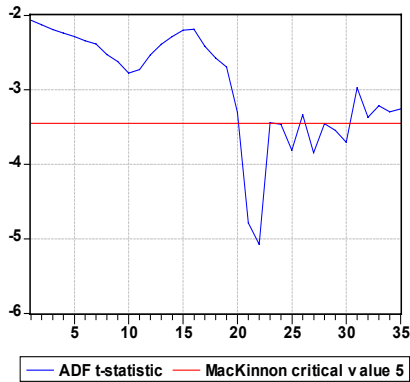


ADF para Lm2real con submuestras de 30 meses (c,t,6lags)

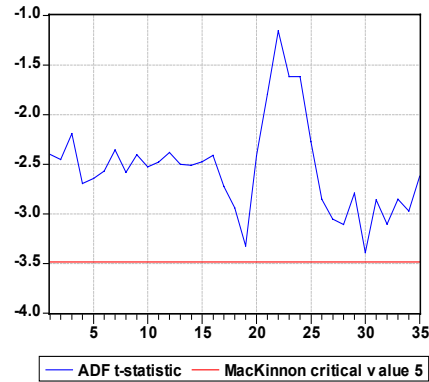


FIGURAS A.3 Y A.4. DATA TRIMESTRAL

ADF para Lm1real con submuestras de 30 trimestres (c,t,4lags)



ADF para Lm2real con submuestras de 30 trimestres (c,t,4lags)

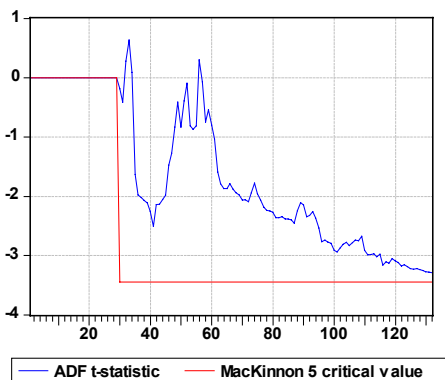


Para la mayor parte del período, el resultado del estadístico ADF sugiere que no puede ser rechazada la hipótesis de la presencia de raíces unitarias. Estas estimaciones secuenciales pueden corregir el sesgo que implica la presencia de cambios estructurales en la serie, pero poseen un mayor error de estimación ya que se trabaja con tamaños de muestra reducidos ($n=30$ en este caso).

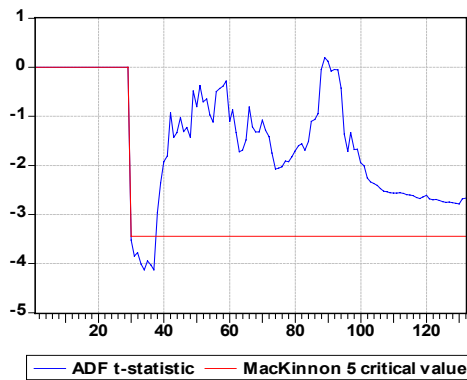
Otro procedimiento econométrico utilizado es estimar el modelo ADF en forma recursiva. Este procedimiento difiere del secuencial en que dada una muestra inicial, fijada en 30 para este estudio, se estima la ecuación de ADF y se vuelve a estimar el modelo una y otra vez añadiendo una a una cada observación hasta estimar el último modelo para una muestra de tamaño N .

FIGURAS A.5 Y A.6. DATA MENSUAL

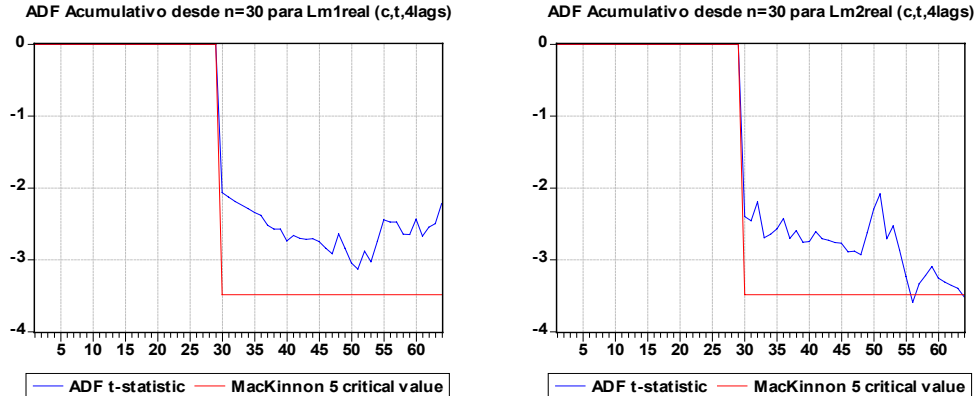
ADF Acumulativo desde $n=30$ para LMREALSA (c,t,6lags)



ADF Acumulativo desde $n=30$ para Lm2real (c,t,6lags)



FIGURAS A.7 Y A.8. DATA TRIMESTRAL



Observamos que mediante este método, tampoco se puede rechazar la hipótesis de la presencia de raíces unitarias. A diferencia del método secuencial, el método recursivo incorpora la historia más lejana de la serie y, cuando existen cambios estructurales en ésta, las estimaciones se sesgan nuevamente hacia la aceptación de la hipótesis de raíces unitarias.

Banerjee (1992) sugiere la utilización de una versión recursiva del test ADF para examinar la estacionariedad en variables con shocks estructurales. Para este método se incorporan variables ficticias para simular cambios en el intercepto y así de esta manera capturar endógenamente el cambio estructural.

El punto de quiebre se ubica en aquel mes o trimestre donde el estadístico t sea mínimo, es decir, el punto donde la serie está más cerca a no poseer raíz unitaria. Con este método se evita escoger visual o subjetivamente el punto de quiebre estructural. El Cuadro A.1 muestra los resultados de los tests ADF que incluyen cambios estructurales y el mes o trimestre donde el test detecta el shock en la serie.

CUADRO A.1. TESTS ADF RECURSIVOS DE BANERJEE

Variable	Data Mensual		Data Trimestral	
	t_{\min}^{-1}	Break Endógeno	t_{\min}^{-1}	Break Endógeno
m1real ²	-4.08	1992:07	-5.48	1989:I
m2real	-4.10	1995:02	-4.87	1995:IV
y ²	-2.37	1994:08	-5.04	1991:I
π	-3.90	1996:07	-2.85	1988:I
e	-4.16	1995:11	-4.39	1995:III
r ⁱ	-3.18	1994:07	-3.10	1988:IV
r ^f	-2.03	1994:04	-4.40	1990:IV

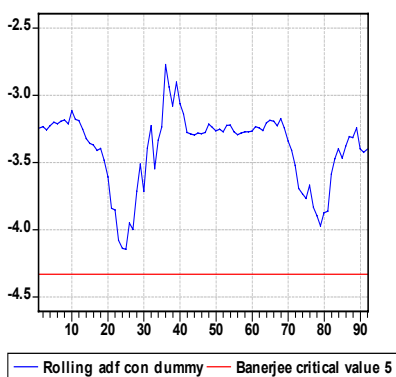
1/ El valor crítico aproximado según Banerjee, Lumsdaine, Stock (1992) es -4.33

2/ La serie mensual está desestacionalizada

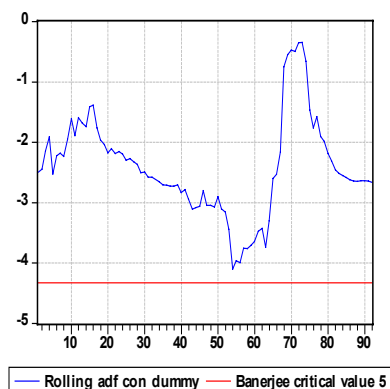
Gráficamente se muestran los tests recursivos de Banerjee para *m1* y *m2*, utilizando data mensual y trimestral.

FIGURAS A.9 Y A.10. DATA MENSUAL

ADF con break endogeno (dummy tipo C/T) para LM1REALSA (c,t,6lags)

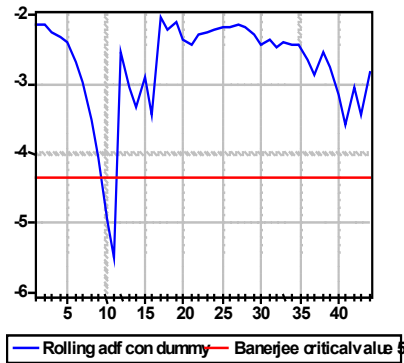


ADF con break endogeno (dummy tipo C/T) para LM2REAL (c,t,6lags)

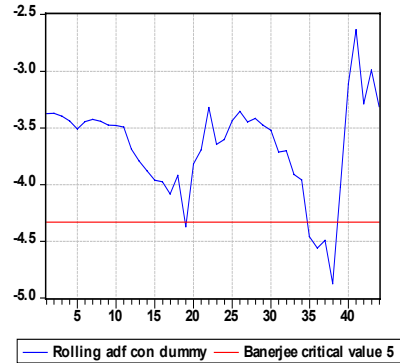


FIGURAS A.11 Y A.12. DATA TRIMESTRAL

ADF con break endogeno (dummy tipo C/T) para Lm1real (c,t,5lags)



ADF con break endogeno (dummy tipo C/T) para LM2REAL (c,t,6lags)



Los resultados de este test son consistentes con los que obtuvimos anteriormente, dado que puede decirse que las series no son estacionarias. De esta manera, podemos concluir con mayor grado de confianza que todas las variables aquí analizadas son integradas de orden 1.

Referencias

- Arize, A.C., Malindretos, J., y Shwiff, S. (1999), "Structural Breaks, Cointegration and Speed of Adjustment. Evidence from 12 LDCs Money Demand". *International Review of Economics and Finance*, 8: 399-420.
- Baba, Y., Hendry, D. F., y Starr, R. M. (1988), "The demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988". *Review of Economic Studies* 59:25-61.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., y Stock, J. H. (1992), "Recursive and Sequential Tests for a Unit Root: Theory and International Evidence". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 271-287.
- Bjørnland, H. C. (1999), "The Demand for Broad Money in Venezuela", Manuscrito no Publicado: *International Monetary Fund*.
- Cartaya, V., Roo, E., y Sánchez, G. (1996), Serie de Documentos de Trabajo, Banco Central de Venezuela, 6.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons, INC., New York.
- Engle, R. F., y Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: representation, estimation and Testing", *Econometrica*, 55: 251-276.
- Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey. Second Edition.
- Gregory, A. W., y Hansen, B. E. (1996), "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Econometrics* 70: 99-126.

- Hyberberg S., R. Engle, C. Granger, y B. Yoo. (1990), "Seasonal Integration and Cointegration". *Journal of Econometrics* 44: 215-238.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- Johansen, S. (1992), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:383-397.
- Sánchez, G. B., (1995), "Un Modelo de Demanda de Dinero para Venezuela:1982-1994", *Revista del Banco Central de Venezuela*, 9: 31-51.

SE TERMINÓ DE EDITAR ELECTRÓNICAMENTE
PARA LA PÁGINA WEB DEL BCV,
DURANTE EL MES DE MARZO DE 2001