

**DEMANDA DE DINERO DE LARGO PLAZO EN LA
REPÚBLICA DOMINICANA: EVIDENCIA PRELIMINAR**

José R. Sánchez Fung*

SÍNTESIS

El objetivo del presente trabajo es obtener una estimación empírica de la demanda de dinero de largo plazo para el caso de la República Dominicana. Partiendo de una especificación estándar de la función de demanda de dinero, el estudio encuentra una elasticidad ingreso unitaria y una semi-elasticidad de -0.05 respecto a la tasa de interés. Los resultados de las estimaciones también apuntan hacia la posible existencia de un efecto sustitución de moneda local (RD\$) por extranjera (US\$).

PALABRAS CLAVES: Demanda de dinero; República Dominicana.

I. INTRODUCCIÓN

El estudio de la demanda de dinero ha estado enfocado por un largo tiempo sobre la estabilidad de la misma (el caso del dinero faltante de Goldfeld, ver Judd y Scadding, 1982), así como sobre la magnitud de las elasticidades de ésta respecto al ingreso y a la tasa de interés (Goldfeld y Sichel, 1990). El interés sobre estos elementos se debe primordialmente a la importancia de los mismos tanto para el diseño como para la efectividad de las políticas monetaria y fiscal, así como para la construcción de modelos macroeconómicos.

* Departamentos de Economía, Instituto Tecnológico de Santo Domingo (INTEC) y Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra (PUCMM – RSTA), Santo Domingo, R. D. Correo electrónico: jrsanchez_fung@hotmail.com.

Recientemente, la estacionariedad y cointegración de la mencionada relación han sido extensamente investigadas a la luz del vertiginoso desarrollo de las técnicas estadísticas para el análisis de series temporales no estacionarias. El objetivo del presente estudio es proveer estimaciones de una función de demanda de dinero de largo plazo para el caso de la República Dominicana utilizando una metodología que se fundamenta sobre los desarrollos mencionados (Hendry y Ericsson, 1991a, b; Baba *et al.*, 1992; Beyer, 1998; Ericsson, Hendry y Prestwich, 1998).

El resto de la investigación está organizado de la siguiente manera. La sección 2 se encarga de racionalizar la especificación de la demanda de dinero utilizada por el estudio. La sección 3 describe los datos a ser analizados y determina el orden de integración de las variables, lo cual es de vital importancia para el proceso de modelación posterior y, específicamente, para el análisis de cointegración. En la sección 4 son llevadas a cabo las estimaciones econométricas. La sección 5 concluye la investigación.

II. ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA DE LA DEMANDA DE DINERO

La teoría estándar de la demanda de dinero ha sido estimada empíricamente a través de la ecuación (p. ej., Meltzer, 1963; Goldfeld, 1973; Lucas, 1988; Ball, 1998)

$$M^D = f(P, Y, R). \quad (1)$$

Donde M^D debe ser una función estable de un grupo reducido de variables macroeconómicas: P , el nivel de precios; Y , el nivel de ingreso real; y R , un vector de tasas de interés representando el costo de oportunidad del dinero. La homogeneidad del dinero con relación al nivel de precios es frecuentemente impuesta, aunque la misma es una restricción que debe ser probada y que

implica que las unidades de una moneda son irrelevantes. Al imponer homogeneidad de precios se genera la ecuación

$$\frac{M^D}{P} = f(Y, R). \quad (2)$$

Obteniendo logaritmos de la ecuación (2) se obtiene¹

$$(m - p) = \beta_1 Y + \beta_2 R. \quad (3)$$

La ecuación (3) asume una relación lineal-logarítmica entre el dinero real y el ingreso y una relación lineal entre el dinero real y la tasa de interés, una forma funcional común en la literatura. Teóricamente, la elasticidad ingreso β_1 es, por ejemplo, 0.5 en el modelo de transacciones de Baumol (1952) y Tobin (1956), y 1 en la versión de Friedman (1956) de la teoría cuantitativa. Los componentes de β_2 son semi-elasticidades con relación a las tasas de interés.

La literatura empírica sobre la demanda de dinero en países en vías de desarrollo (PVD) frecuentemente señala una serie de factores adicionales a los mencionados hasta ahora. Entre éstos se encuentran la existencia de transacciones no monetarias y la naturaleza de la tasa de interés o de la variable elegida para capturar el costo de oportunidad del dinero. La primera no ha recibido gran atención en la literatura, básicamente debido a complicaciones tanto conceptuales como empíricas (ver Ghatak, 1995, capítulo 2, páginas 24-25).

Con relación a la variable utilizada para cuantificar el costo de oportunidad del dinero en PVD, la misma ha sido frecuentemente aproximada usando la tasa de inflación, debido cardinalmente a la no existencia de mercados financieros desarrollados en

¹ En lo adelante las letras minúsculas indican el logaritmo de las variables.

ese tipo de países.² La decisión de implementar esta variable se encuentra además respaldada por otros factores. Las tasas de interés en dichos países usualmente poseen un tope impuesto por el Banco Central (BC), o es producto de un mercado financiero ineficiente. Además, probablemente los activos reales (p. ej., bienes raíces) dominarán la distribución del portafolio de un individuo en los PVD. En estas circunstancias la tasa de inflación recibe una gran atención como medida adecuada del costo de oportunidad del dinero, si asumimos que la misma refleja la tasa de retorno de los activos reales.³

Adicionalmente, los tipos de cambio y las tasas de interés internacionales han sido consideradas como aproximaciones del costo de oportunidad del dinero en la estimación de funciones de demanda de dinero para el caso de PVD. La literatura sobre sustitución de monedas (Agénor y Khan, 1996; para síntesis del tema ver Calvo y Végh, 1992; y Giovannini y Turtelboom, 1994) hace énfasis sobre la tasa de cambio y sugiere que pueden existir cambios de portafolio entre moneda local y extranjera. En contraste, la literatura sobre la movilidad del capital (McKinnon, 1983) se enfoca sobre la tasa de interés internacional. Si ajustamos la ecuación (3) para tomar en consideración las variables descritas más arriba tenemos

$$(m - p)_i = \beta_1 y_i + \beta_2 R_i + \beta_3 e_i + \beta_4 \Delta p_i . \quad (4)$$

² De acuerdo a Agénor y Montiel (1996), en los PVD existen mercados financieros de magnitud considerable y relativamente sofisticados. El problema real es que pocos de estos países recolectan y reportan sistemáticamente información sobre el comportamiento de las tasas de interés en dichos mercados, lo cual impide la inclusión de este tipo de datos en estudios empíricos.

³ Ver Cagan (1956) para obtener una idea de la influencia de la tasa de inflación sobre la demanda de dinero.

En (4) $\beta_4 < 0$, y $\beta_3 < 0$ ó > 0 , dependiendo de si existe (0>) o no (0<) sustitución de moneda (Carneiro y Faria, 1997).⁴

III. DATOS

En el análisis empírico a ser desarrollado más adelante M es la cantidad nominal de dinero (M_t), Y es el producto interno bruto real (PIB), y P es el deflactor del PIB. El estudio considera tres medidas del costo de oportunidad del dinero. La medida clásica a partir de la tasa de interés R , aproximada a través de la tasa de retorno anual de los bonos a 30 años del gobierno de los Estados Unidos⁵; E es el tipo de cambio nominal (de venta) del mercado extra bancario; y Δp es la tasa de inflación. El PIB real está expresado en millones de RD\$ con 1990 = 100, el dinero nominal lo está en millones de pesos dominicanos, mientras que la tasa de interés viene dada en puntos porcentuales. Los datos son anuales y comprenden el período 1950-1996, siendo la fuente de los mismos los anuarios de *Estadísticas Financieras Internacionales* del FMI, con la excepción de los datos del tipo de cambio, cuya fuente es el Banco Central de la República Dominicana (BCRD).

Para determinar el orden de integración de las variables es aplicada la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) (Dickey y Fuller, 1981). La prueba DFA está basada en una regresión de la forma

⁴ Otras especificaciones han sido consideradas para el caso de PVD. Ver. p. Ej. Aristy y Méndez, (1994); Bahmani – Oskooee, (1996); Qin, (1998).

⁵ Con relación a la variable utilizada para aproximar la tasa de interés. Laidler (1993, página 156) argumenta que “una sola tasa de interés en la función de demanda de dinero debe ser interpretada como una medida de la tasa de retorno de todos los activos por los cuales los agentes económicos podrían sustituir el dinero en su portafolios, y no como un indicador correcto o preciso del costo de oportunidad del dinero”. [Traducción libre del autor].

$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^T \phi_i \Delta y_{t-i} + \delta t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde ε_t es un error estocástico, y α y t son un término constante y una tendencia temporal, respectivamente. La prueba DFA corresponde al valor de la razón t del término ϕ en la ecuación (5), siendo la hipótesis nula el que y_t es una serie no estacionaria, la cual es rechazada cuando ϕ es significativamente negativa.

Los resultados de las pruebas DFA son mostrados en la Tabla 1. Según éstos no puede ser rechazada la presencia de raíces unitarias en los niveles ni en las primeras diferencias de m y p , las cuales aparentan ser variables integradas de orden dos (I(2)). Sin embargo, la hipótesis nula es rechazada para el caso de la primera diferencia de $(m-p)$ (imposición de homogeneidad de precios), la cual aparenta ser I(1). Luego tenemos que la imposición de homogeneidad de precios genera un conjunto consistente de variables I(1) en sus niveles, o I(0) en primeras diferencias, dado que las demás variables son I(1), como se muestra en la Tabla 1.

IV. ANÁLISIS DE LA RELACIÓN COMO UN SISTEMA ⁶

Para obtener información acerca del comportamiento conjunto de las variables bajo análisis es conveniente tratar cada una de éstas simétricamente. Esta metodología es usada con frecuencia en análisis macroeconómico, dadas las críticas que existen sobre las estimaciones basadas en ecuaciones simultáneas (Sims, 1980). Para el caso de dos variables, la aplicación de la técnica de vectores autoregresivos (VARs) implicaría el permitir que la trayecto-

⁶ El lector debe percatarse del hecho de que el análisis presentado en esta sección es de carácter exploratorio, dado que las variables involucradas en el mismo son I(1), es decir, no son estacionarias.

TABLA 1
**Estadísticos de la prueba Dickey-Fuller Aumentada
(DFA), 1954-96**

Variable	Prueba DFA
	(constante y tendencia temporal incluidas)
m	-0.47
$(m - p)$	-2.79
y	-1.43
p	-0.97
e	-1.07
	(constante incluida)
R	-1.36
Δm	-2.3
$\Delta(m - p)$	-5.54**
Δy	-3.84**
Δp	-2.75
Δe	-3.36*
ΔR	-5.14**
$\Delta^2 m$	-9.78**
$\Delta^2 p$	-7.35**

(*) y (**) indican que la prueba es significativa a los niveles de: 95% y 99%, respectivamente. Los valores críticos de las pruebas DFA son los estimados por MacKinnon (1991).

ria de y_t sea afectada por realizaciones actuales y pasadas de la serie x_t y viceversa.

Las estimaciones de los VARs para el caso que nos ocupa estarán basadas en la ecuación ‘general’ (4). Con la intención de percibir el grado en el cual las variables bajo análisis interactúan, es adecuado analizar la correlación entre las variables del sistema, mostrados en la Tabla 2. Los resultados presentan correlaciones negativas entre el dinero real y la tasa de interés, y entre el dinero real y la tasa de inflación, como es de esperarse. En contraste, las correlaciones entre el dinero real y el tipo de cambio, y entre el dinero real y el producto real, son positivas; la primera de éstas despierta interrogantes de interés. Adicionalmente, correlaciones positivas y de gran magnitud son encontradas entre el tipo de cambio, el tipo de interés y la tasa de inflación. El proceso de modelación que seguirá el análisis de VAR, es decir, las estimaciones en base al método de cointegración y ecuaciones individuales de largo plazo, deben arrojar luz sobre estas características.

TABLA 2
Correlaciones del sistema $[(m - p), y, R, \Delta p, e]$

Variable	$(m - p)$	y	R	Δp	e
y	0.24	1.00			
R	-0.10	-0.03	1.00		
Δp	0.15	-0.27	0.15	1.00	
e	-0.33	-0.20	0.47	0.45	1.00

Para poder determinar los rezagos a ser incluidos en los VARs se procede a estimar un modelo general no restringido con un rezago inicial de dos. Los resultados de las estimaciones son mostrados en la Tabla 3, donde los errores estándar son mostrados entre paréntesis. Existen bastantes coeficientes individuales

TABLA 3

Estimaciones de VAR no restringidos, 1953-1956

	Constante	$(m-p)_{t-1}$	$(m-p)_{t-2}$	Y_{t-1}	Y_{t-2}	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔP_{t-1}	ΔP_{t-2}	e_{t-1}	e_{t-2}
$(m-p)$	-4.62 (1.94)	0.23 (0.20)	0.07 (0.22)	1.31 (0.34)	-0.61 (0.37)	-0.04 (0.02)	0.02 (0.02)	0.13 (0.30)	-0.04 (0.19)	-0.10 (0.19)	0.10 (0.21)
y	0.80 (0.91)	0.19 (0.09)	-0.14 (0.10)	0.88 (0.16)	0.02 (0.17)	0.003 (0.01)	0.01 (0.01)	0.31 (0.13)	-0.24 (0.09)	-0.26 (0.09)	-0.28 (0.10)
R	-18.45 (15.72)	1.20 (1.61)	-1.06 (1.76)	1.98 (2.78)	-0.21 (2.96)	0.89 (0.18)	-0.23 (0.16)	0.7 (2.28)	-1.28 (1.51)	-2.8 (1.53)	1.77 (1.68)
ΔP	2.75 (1.37)	0.43 (0.14)	0.17 (0.15)	-0.24 (0.24)	-0.23 (0.26)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.01)	-0.24 (0.20)	0.16 (0.13)	0.46 (0.13)	-0.47 (0.15)
e	2.79 (2.26)	0.27 (0.23)	0.30 (0.25)	0.05 (0.40)	-0.52 (0.43)	-0.03 (0.03)	0.05 (0.02)	-0.47 (0.33)	0.06 (0.22)	1.33 (0.22)	-0.35 (0.24)

que no son significativos, por lo que el sistema amerita simplificaciones considerables. La Tabla 4 reporta estadísticos de una prueba F sobre la hipótesis de la significancia del rezago de un período s . Es evidente que el sistema de VAR debe ser estimado con sólo un rezago, dado que con esta estructura todas las variables son significativas al 99% de confiabilidad, con la excepción de la tasa de inflación.

TABLA 4
Significancia de la longitud de los rezagos en la TABLA 3

<i>Rezago</i>	<i>(m-p)</i>	<i>y</i>	<i>R</i>	Δp	<i>e</i>
1	4.35**	6.96**	7.22**	1.31	12.73**
2	0.80	0.90	2.73*	1.67	3.22*

(*) y (**) indican que la prueba F es significativa al 95% y 99%, respectivamente, siendo la hipótesis nula que el rezago de orden s es significativo.

Los estadísticos sobre la bondad del ajuste del VAR son presentados en la Tabla 5. Dichos estadísticos proveen información sobre la desviación estándar de los residuos (σ); correlación serial (AR); heterocedasticidad condicional autoregresiva (ARCH); heterocedasticidad (HET); y normalidad (NORM).

El VAR de la inflación presenta evidencia de correlación serial, mientras que los de la tasa de interés y el tipo de cambio muestran evidencia de no normalidad. Aparte de estos fallos, el sistema se comporta adecuadamente. Los estadísticos del sistema en conjunto (indicados por χ^2) también son satisfactorios, aunque existe cierta evidencia de correlación serial.

TABLA 5
Bondad de-ajuste y evaluación estimaciones TABLA 3

<i>Estadístico</i>	<i>(m-p)</i>	<i>y</i>	<i>R</i>	Δp	<i>e</i>	<i>VAR</i>
σ	0.10	0.05	0.83	0.07	0.12	
AR F (2,31)	0.28	0.18	1.62	3.43*	2.36	
ARCH F(1,31)	0.34	1.4	0.12	3.07	0.004	
HET F(20, 12)	0.25	0.51	0.79	0.98	1.34	
χ^2 (2) NORM	1.97	0.93	6.79*	0.31	12.84**	
AR F ν (50,90)						1.55**
HET F ν (300,19)						0.14
X ² ν (10) NORM						17.21

La distribución nula es designada por $\chi^2(\cdot)$ ó $F(\cdot, \cdot)$, donde los grados de libertad se muestran entre paréntesis. Para el caso de AR y ARCH el primer grado de libertad indica el rezago máximo incluido. (*) y (**) indican que la prueba es significativa al 95% y 99%, respectivamente.

V. DEMANDA DE DINERO DE LARGO PLAZO EN LA REPÚBLICA DOMINICANA

1. Cointegración

El análisis de VARs desarrollado en la sección anterior sugiere que el sistema debe ser analizado con un sólo rezago y excluyendo la variable inflación. El método de Johansen (1988) es implementado en el análisis de cointegración.⁷ Dicho método está basado en la representación de corrección de error del modelo VAR(p)

$$\Delta x_t = \mu + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-p} + \beta z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde x_t es un vector $m \times 1$ de variables $I(1)$, z_t es un vector $s \times 1$

⁷ Ver también, p. Ej., Stock y Watson (1993), quienes proponen varios métodos para el análisis de relaciones económicas de largo plazo.

de variables $I(0)$, $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{p-1}$, Π son matrices $m \times m$ de parámetros desconocidos, β es una matriz $m \times s$, y $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. La estimación de (6) está sujeta a la hipótesis de que Π posee un rango reducido, $r < m$, lo cual puede ser escrito como

$$H(r): \Pi = \alpha\beta' \quad (7)$$

donde α y β' son matrices $m \times r$. La condición de rango reducido (7) implica que el proceso Δx_t es estacionario, x_t no es estacionario, y $\beta'x_t$ es estacionario.

La aplicación de la técnica de cointegración de Johansen genera la prueba del eigenvalor máximo y la prueba de trazos, a partir de las cuales se determina el número de vectores de cointegración existente entre las variables bajo análisis, aplicando el método de estimación de máxima verosimilitud. El rango de una matriz dada Π , el cual determina el número de vectores de cointegración (r), es determinado mediante el análisis de los eigenvalores obtenidos de las pruebas del eigenvalor máximo y de la prueba de trazos.

La Tabla 6 resume el resultado de aplicar el análisis de cointegración de Johansen en la estimación de la demanda de dinero en la República Dominicana. Las pruebas de cointegración rechazan fuertemente la hipótesis nula de no cointegración ($r = 0$), pero no rechazan la hipótesis de la existencia de al menos un vector de cointegración ($r \leq 1$) al 99% de significancia, lo que sugiere la existencia de solamente una relación de cointegración.⁸ El vector de cointegración estimado implica la solución de largo plazo

$$(m-p)_t = 1.18 y_t - 0.06R_t - 0.11e_t. \quad (8)$$

Los resultados obtenidos están en armonía con la teoría estándar de la demanda de dinero, es decir, elasticidad ingreso unitaria

* La hipótesis nula sobre la existencia de al menos dos vectores de cointegración no es rechazada por el estadístico del eigenvalor máximo al 95% de significancia, pero sí por el estadístico de la prueba de trazos.

TABLA 6
Prueba de cointegración de Johansen, 1953 – 1996

Sistema $(m - p), y, R, e$

H_0	H_a	Prueba de eigenvalor máximo	Prueba de trazos
$r = 0$	$r \geq 1$	44.96**	73.58**
$r \leq 1$	$r \geq 2$	21.15*	28.61
$r \leq 2$	$r \geq 3$	7.46	7.47

Eigenvector estandarizado β

Variable	$(m - p)$	y	R	e
	1.000	-1.179	0.059	0.112
	-3.559	1.000	0.300	1.178
	4.279	-17.79	1.000	4.462
	1.045	0.737	-0.579	1.000

Coeficientes de ajuste estandarizados α

$(m - p)$				
	-0.6815	0.0508	-0.006	-0.0003
y	0.0118	-0.0110	0.0005	-0.0005
R	-1.564	-0.8568	-0.0357	0.0008
e	0.4016	0.0023	-0.0137	0.0002

(Friedman, 1956) y coeficientes negativos tanto de la tasa de interés como del tipo de cambio. El coeficiente negativo que acompaña al tipo de cambio implica que la sustitución de moneda es un fenómeno que debe ser tomado en consideración para el caso de la economía dominicana. Además, el coeficiente de la tasa de interés sugiere que la movilidad de capital juega un papel de importancia en el desenvolvimiento del mercado de dinero dominicano. Estos resultados son bastante razonables si consideramos la estrecha relación de la economía dominicana con la estadounidense y, en general, la evolución de la economía dominicana hacia una cada vez más abierta.

2. Análisis de largo plazo en base a un modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos

Aunque el sistema de VARs presentó algunos fallos en las pruebas de diagnóstico, el análisis de cointegración generó resultados razonables, tanto estadística como económicamente. Es interesante considerar en este punto del estudio si la aplicación de técnicas de ecuaciones individuales generan una relación de largo plazo similar. Específicamente, será estimado un modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos con rezagos de orden uno [ADL (1,1), por sus iniciales en inglés]. El modelo ADL ha sido extensamente utilizado en la literatura de la econometría aplicada de series temporales, tanto directamente como en sus diversos casos especiales, dentro de los cuales se encuentran algunos de los modelos utilizados en el análisis de la demanda de dinero.⁹ Para el caso de 2 variables el ADL (1,1) puede ser definido como

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

⁹ Por ejemplo, para el caso de la demanda de dinero en la República Dominicana estudios recientes como los de Aristy y Méndez (1994) y Banco Central (1996, páginas 59 – 61) han optado por estimar la demanda de dinero en base al modelo de ajuste parcial, el cual es un caso particular del modelo ADL, específicamente un ADL (1,0). Dicho modelo implica la imposición *ad-hoc* de la restricción $\beta_3 = 0$ en la estimación empírica de una ecuación como (9).

donde $\varepsilon_t \sim \text{IN}[0, \sigma_t^2]$. La ecuación (9) posee un componente autoregresivo y_{t-1} y un rezago móvil observable z_t y z_{t-1} , es decir, un rezago distribuido. El modelo ADL(1,1) puede ser generalizado a un ADL(n, s) con rezagos máximos de n y s sobre y_{t-1} y z_t , o a un ADL (n, s, p, \dots, t) para variables adicionales con rezagos de p, \dots, t . El error ε_t en (9) es una innovación (o noticia) en contra de la información disponible.

Asumiendo que la solución estática o de largo plazo de un proceso dinámico representa un resultado determinístico hipotético en el cual todo cambio a dejado de existir, la ecuación (9) puede ser re-escrita como

$$(1 - \beta_2 L)y_t = \beta_0 + (\beta + \beta_3 L)z_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde L es el operador de rezagos. Después de tomar en cuenta las expectativas la ecuación (10) se convierte en

$$(1 - \beta_2 L)E[y_t] = \beta_0 + (\beta + \beta_3 L)E[z_t]. \quad (11)$$

Dado que $E[z_t]$ y $E[y_t]$ son constantes, y asumiendo que $E[z_t] = z^*$ y $E[y_t] = y^* \quad \forall t$, tenemos que

$$y^* = \frac{\beta_0}{(1 - \beta_2)} + \left[\frac{(\beta + \beta_3)_1}{(1 - \beta_2)} \right] z^* = K_0 + K_1 z^*. \quad (12)$$

El término de corrección de equilibrio viene dado por $[y^* - K_0 - K_1 z^*]$.

Cualquier resultado que cause que $[y^* - K_0 - K_1 z^*] \neq 0$, es decir, una desviación del equilibrio estático de largo plazo, debe inducir un cambio sobre y_t en el futuro.

TABLA 7
Modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos para el dinero real en función del ingreso real, la tasa de interés, y el tipo de cambio nominal, 1951 - 1996

Rezago i			
<i>Variable</i>	0	1	$\sum_{i=0}^1$
$(m-p)_{t-i}$	-1 (0.137)	0.078 (0.137)	-0.922
y_{t-i}	0.492 (0.281)	0.581 (0.311)	1.07 (0.165)
R_{t-i}	-0.031 (0.019)	-0.014 (0.016)	-0.046 (0.013)
e_{t-i}	0.263 (0.129)	-0.349 (0.143)	-0.086 (0.041)
<i>Constante</i>	-7.44 (1.24)		-7.44 (1.24)

Estadísticos relacionados con las estimaciones de la Tabla 7

$R^2 = 0.98$
 $\sigma = 0.0934398$

$F(7, 38) = 6.2123 [0.0001]$
 $DW = 1.92$

Suma de residuos al cuadrado = 0.331778 para 8 variables y 46 observaciones

AR 1-2 $F(2, 36) = 0.15138 [0.8601]$ ARCH 1 $F(1, 36) = 0.61708 [0.4373]$

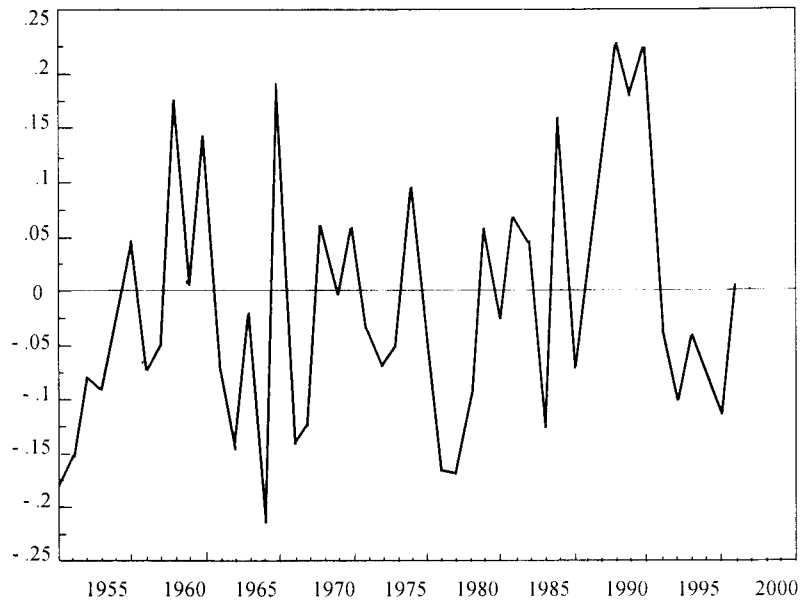
NORM $X^2(2) = 0.99438 [0.6082]$ X_1^2 HET $F(14, 23) = 0.39464 [0.9623]$

$X_1 * X_1$ HET $F(34, 3) = 0.069508 [1.0000]$

RAMSEY RESET $F(1, 37) = 0.03839 [0.8457]$

Ningún estadístico de diagnóstico de la ecuación (13) es significativo al menos al 95% de significancia.

FIGURA 1
Residuos modelo TABLA 7



El análisis empírico inicia con un modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos con rezagos de orden uno [ADL(1,1)], como es sugerido por el análisis de VARs ejecutado en la sección 4. La Tabla 7 muestra los coeficientes estimados a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), con los errores estándar incluidos entre paréntesis. La solución estática de largo plazo del modelo presentado en la Tabla 7 es

$$(m - p)_t = -8.07 + 1.16y_t + 0.05R_t - 0.09e_t \quad (13)$$

(0.93) (0.10) (0.02) (0.05)

Los coeficientes estimados pueden claramente ser interpretados como los de una función de demanda de dinero, y son prácticamente similares a los obtenidos mediante el análisis de cointegración de Johansen. La Tabla 7 también reporta estadísticos

(descritos anteriormente) relacionados con la confiabilidad de las estimaciones, mientras que la Figura 1 muestra los residuos de la ecuación (13).

VI. CONCLUSIÓN

El objetivo de la presente investigación ha sido estimar los parámetros de una ecuación de demanda de dinero de largo plazo para el caso de la República Dominicana. En el trabajo fueron implementados análisis de vectores autoregresivos, cointegración y un modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos. Tanto los resultados del método de cointegración de Johansen como los de las estimaciones de ecuaciones individuales fueron adecuados en términos de magnitud, significancia estadística e implicaciones económicas. La elasticidad ingreso unitaria y la semi-elasticidad de -0.05 de la tasa de interés son semejantes a los coeficientes generados por estudios similares llevados a cabo para el caso de la economía estadounidense (p. ej., Baba *et al.* 1992; Ball, 1998).

Las estimaciones también señalan que el tipo de cambio nominal extrabancario juega un papel de importancia en la función de demanda de dinero. El hecho de que los resultados de distintas técnicas hallan sido prácticamente similares es, hasta cierto punto, una señal de la robustez de los mismos.

REFERENCIAS

- Agénor, P. R. y M. S. Khan (1996). "Foreign currency deposits and the demand for money in developing countries", *Journal of Development Economics*, **50**, 101-18.
- Agénor, P.R. y P. Montiel (1996). *Development macroeconomics*, Princeton University Press, New Jersey.

- Aristy, J. y A. Méndez (1994). “Una función de demanda de dinero para la República Dominicana”, mimeo, *Banco Central de la República Dominicana*.
- Baba, Y., D. F. Hendry y R. M. Starr (1992). “The black market exchange rate and demand for money in Iran”, *Journal of Macroeconomics*, **18**, 171 – 76.
- Ball, L. (1998). “Another look at long – run money demand”, *NBER Working Paper 6597*, julio, Cambridge, MA.
- Banco Central de la República Dominicana (1996). *Informe de la economía dominicana, enero – septiembre 1996*, octubre, Santo Domingo, R.D.
- Baumol, W.J. (1952). “The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach”, *Quarterly Journal of Economics*, **66**, 545 – 56.
- Beyer, A. (1998). “Modeling money demand in Germany”, *Journal of Applied Econometrics*, **13**, 57 – 76.
- Calvo, G.A. y C.A. Végh (1992). “Currency substitution in developing countries: an introduction”, *International Monetary Fund, working paper N.º 92/40*.
- Cagan, P. (1956). “The monetary dynamics of hyperinflations”, en: M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money*, Chicago, University of Chicago Press.
- Carneiro, F. y J.R. Faria (1997). “Currency substitution and indexed money”, *Applied Economics Letters*, **4**, 163 – 66.
- Carruth, A.A. y J.R. Sánchez Fung (1997). “Money demand in the Dominican Republic, 1950 – 96”, *Discussion paper number 97/9*, Department of Economics, University of Kent at Canterbury.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981). “The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, **49**, 1057 – 72.
- Ericsson, N.R., D.F. Hendry y K.M. Prestwich (1998). “The demand for broad money in the United Kingdom, 1878 – 1993”, *Scandinavian Journal of Economics*, **100**, 289 – 324.

- Friedman, M. (1956). "The quantity theory of money: a restatement", en: M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money*, University of Chicago Press, Chicago.
- Ghatak, S. (1995). *Monetary economics in developing countries*, segunda edición, St. Martin's Press, New York.
- Giovannini, A. y B. Turtelboom (1994). "Currency substitution", en: F. Ploeg (Ed.) *Handbook of International Macroeconomics*, Blackwell, Oxford.
- Goldfeld, S. M. (1973). "The Demand for money revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, **3**, 683 – 730.
- Goldfeld, S. M. y D. E. Sichel (1990). "The demand for money", en: B. M. Friedman y F. H. Hann (Eds.), *Handbook of monetary economics*, **1**, 299 – 356, North – Holland, Amsterdam.
- Hendry, D. F. y N. R. Ericsson (1991a). "An econometric analysis of UK money demand in monetary trends in the United States and the United Kingdom" by M. Friedman and A.J. Schwartz, *American Economic Review*, **81**, 8-38.
- Hendry, D. F. y N. R. Ericsson (1991b). "Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, **35**, 833 – 86.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231–54.
- Judd, J. P. y J. L. Scadding (1982). "The search for a stable demand for money function: a survey of the post – 1973 literature", *Journal of Economic Literature*, **20**, 993 – 1023.
- Laidler, D. E. W. (1993). *The demand for money: theories, evidence, and problems*, cuarta edición, Harper Collins College Publishers, New York.
- Lucas, R. E. Jr. (1988) "Money demand in the United States: a quantitative review", *Carnegie Rochester Conference series on Public Policy*, **29**, 137 – 68.
- Meltzer, A. H. (1963). "The demand for money: the evidence from the time series", *Journal of Political Economy*, **71**, 219 – 46.

- McKinnon, R. (1982). "Currency substitution and instability in the world dollar standard", *American Economic Review*, **72**, 320 – 33.
- Qin, D. (1998). "Disequilibrium institutional factors in aggregate money demand: evidence from three economies", *Journal of Development Economics*, **57**, 457 – 71.
- Tobin, J. (1956). "The interest elasticity of transactions demand for cash", *Review of Economics and Statistics*, **38**, 241 – 47.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, **48**, 1 – 48.
- Stock, J. S. y M. W. Watson (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, **61**, 783 – 820.