



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

RODRÍGUEZ RAMOS, CARLOS A.

La estabilidad de la demanda real de dinero en Puerto Rico

EconoQuantum, vol. 1, núm. 2, 2005, pp. 39-56

Universidad de Guadalajara

Zapopan, Jalisco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125015747002>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# *La estabilidad de la demanda real de dinero en Puerto Rico*

CARLOS A. RODRÍGUEZ RAMOS<sup>1</sup>

- **Resumen:** Este trabajo desarrolla una función de demanda de saldos monetarios reales, para el caso de Puerto Rico, con el objetivo de probar la estabilidad de la demanda real de dinero. De acuerdo al modelo teórico desarrollado, los saldos monetarios reales en Puerto Rico son sensibles a la actividad económica real y a las acciones de la política monetaria estadounidense. La evidencia empírica corrobora la existencia de dicha estabilidad y la sensibilidad de los saldos monetarios reales en cuanto a las variables mencionadas. Por lo tanto, estas relaciones presentadas pueden utilizarse para la construcción de cualquier modelo macroeconómico que ayude al desarrollo de políticas económicas locales alternas.
- **Abstract:** This work develops a function of demand for actual monetary balances, in the case of Puerto Rico, in order to prove the stability of the actual monetary demand. According to the theoretical developed model, actual monetary balances in Puerto Rico are sensitive to actual economic activity and to the actions of the American monetary policies. The empirical evidence corroborates the existence of such stability and the sensitiveness real monetary balances to the mentioned variables. Therefore, these relationships can be used to build any macroeconomic model that helps the development of local alternative economic policies.
- **Palabras claves:** demanda de dinero, análisis de series de tiempo, política monetaria
- **JEL:** E41, E47, E52, E58

---

<sup>1</sup> Profesor de economía en la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras. El autor quiere agradecerle a los dictaminadores de este artículo por sus acertados comentarios. E-mail: carora410@yahoo.com.mx

## ■ *Introducción*

La estabilidad de la demanda de dinero es uno de los puntos centrales cuando se estudia el sector monetario de cualquier país (Galindo y Perrrotini, 1996; Wu, Lin, Tiao y Daewhan, 2001). Al ser la demanda de dinero estable, se puede establecer la existencia de un conjunto de variables que mantienen una relación de equilibrio a largo plazo, las cuales pueden utilizarse como eje estratégico para la construcción de cualquier modelo macroeconómico. Lo anterior facilita la implantación de medidas de política económica.

En el caso de Puerto Rico, prácticamente no existen trabajos que estudien, de manera empírica, la estabilidad de la demanda de dinero. Esto se debe a que el sector monetario de la isla está altamente influenciado por el de Estados Unidos. Sin embargo, a pesar de que Puerto Rico no cuenta con un Banco Central y su política fiscal es muy limitada, ya que constitucionalmente no puede haber ni déficit ni superávit al final de cada año fiscal (de julio a junio), el conocimiento de la estabilidad de la demanda de dinero permite realizar las proyecciones y simulaciones adecuadas e identificar objetivos de política económica alternativos, a pesar de las limitaciones existentes.

El objetivo de este trabajo es realizar unas estimaciones para estudiar la estabilidad real de la demanda de dinero en Puerto Rico. En la segunda parte del trabajo se presenta la especificación del modelo de demanda de dinero propuesto y algunas consideraciones econométricas, para el caso de Puerto Rico. La tercera parte presenta la evidencia empírica al respecto y, por último, se presentan las conclusiones generales.

## ■ *Modelo propuesto y consideraciones econométricas*

Dado que el interés de este trabajo es explorar la posible existencia de la estabilidad de la demanda de dinero, en la economía de Puerto Rico, se partirá de la siguiente función general:

$$\left( \frac{M}{P} \right)_t = f(Y, R, Z)_t \quad (1)$$

En la cual “ $M_t$ ” representa los saldos monetarios nominales que mantienen los individuos, “ $P_t$ ” es el nivel de precios, “ $(M/P)_t$ ” los saldos monetarios reales, “ $R_t$ ” la tasa de interés, la cual representa el costo de oportunidad de mantener saldos monetarios, “ $Y_t$ ” representa el nivel de actividad económica y “ $Z$ ” incluye los factores estacionales que puedan tener efectos sobre la demanda de dinero.

Sin embargo, hay que señalar que la economía de Puerto Rico está altamente relacionada a la economía estadounidense. Dicha relación establece libre flujo de moneda, capital, trabajo, bienes y servicios, entre otros. De acuerdo a lo anterior, ambos países comparten mercado monetario, financiero y comercial en común. Por la magnitud de la integración entre estas dos economías se puede considerar a la economía de Puerto Rico como una pequeña economía regional dentro de la economía de Estados Unidos.

Como Puerto Rico está integrado al sistema monetario de Estados Unidos, no tiene la capacidad de generar una política monetaria local ni tampoco puede monetarizar sus deudas con moneda propia. Esto implica que la oferta monetaria local depende de las condiciones monetarias de Estados Unidos. Además, por el fenómeno de moneda común, dicha oferta monetaria local es una proporción de la de Estados Unidos. Al considerarse estos aspectos se puede conjeturar que la economía de Puerto Rico es altamente sensible a los ciclos económicos de Estados Unidos. En este caso, la especificación más conveniente es la siguiente:

$$\left( \frac{1M_{EU}}{P} \right)_t = \Lambda Y^{\alpha} e^{\beta R(\dot{y}_{EU}, \pi_{EU})_t} + \sum \delta_i Z_{it} \quad (2)$$

De acuerdo a la ecuación (2), los saldos monetarios nominales locales son una proporción “ $\iota$ ” de los de la economía estadounidense “ $1M_{EU,t}$ ”. En cuanto a la tasa de interés, se parte de la premisa utilizada para desarrollar la regla de Taylor. Según Taylor (1993), la Reserva Federal fija la tasa de interés nominal para controlar la inflación y el crecimiento de la economía. Para el caso de Puerto Rico, Rodríguez y Toledo (2005) sostienen que dicha regla permite ver mejor los efectos de la política monetaria estadounidense sobre la economía de Puerto Rico, ya que se pueden separar los efectos del mercado financiero de los de la política monetaria sobre la tasa de interés de los fondos federales. En la ecuación (2), “ $R(\dot{y}_{EU}, \pi_{EU})_t$ ” representa la estimación de la tasa de los fondos federales del Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos a través de la regla de Taylor<sup>2</sup> donde: “ $\dot{y}_{EU,t}$ ” es la tasa de crecimiento de la economía estadounidense y “ $\pi_{EU,t}$ ” su tasa de inflación.

Por su parte, “ $\Lambda=\exp\{\mu_i\}$ ” recoge el componente determinista, el cual incluye los determinantes de la demanda de dinero como el cambio tecnológico y la innovación financiera, “ $e$ ” representa el logaritmo

---

<sup>2</sup> La cual se obtiene a partir de un modelo de vectores autorregresivos sin restricciones, de acuerdo a los trabajos de Taylor (1993) y Stock y Watson (2001). Esto puede considerarse como una primera etapa de estimación.

natural y las letras griegas representan los parámetros a estimar. A pesar que para este tipo de modelo se supone que la velocidad de circulación es constante, para el caso de Puerto Rico, lo preferible es añadirle a la ecuación (2) un término de error aleatorio “ $\varepsilon_t$ ” con media cero y varianza constante para que, además de captar eventos puramente estocásticos, también se consideren los cambios en la velocidad del dinero en períodos que ésta no es constante.<sup>3</sup>

$$\left(\frac{M}{P}\right)_t = \Lambda Y^\alpha e^{\beta R(\dot{y}_{EU}, \pi_{EU})_t} + \sum \delta_i Z_{it} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde “ $M_t = M_{EU,t}$ ” representan los saldos monetarios nominales locales y “ $(M/P)_t$ ” son los saldos reales de dinero en Puerto Rico. Expresando (3) en logaritmos naturales se obtiene:

$$(m - p)_t = \phi + \alpha y_t + \beta R(\dot{y}_{EU}, \pi_{EU})_t + \sum \delta_i Z_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde las letras minúsculas representan las variables en logaritmo. Dicha ecuación puede representar una función de demanda real de dinero cuando  $\alpha > 0$ ,  $\beta < 0$ . Bajo esto, resulta relevante analizar si la elasticidad del dinero respecto al ingreso es unitaria ( $\alpha = 1$ ) y la relevancia de la tasa de interés sobre la demanda de activos ( $\beta \neq 0$ ). De acuerdo a estas especificaciones, la función de demanda de dinero asume la existencia de una relación estable, en el largo plazo, entre los balances monetarios reales, el ingreso real y los costos de oportunidad de mantener saldos monetarios reales (Izgi, 1995; Mudabber, 1996; Paustian, Maier., Bernoth y Gringonyte, 2001; Cushman, 2002; Galindo y Perrotini, 1996; Eugomé-Bossogo, 2000; Fujiki, 2002; Hueng, 2002).

Sin embargo, en Puerto Rico no hay una medida del medio circulante, por lo que debe considerarse una medición alterna de la oferta monetaria. En este caso, se utilizará la serie de los depósitos bancarios totales ( $m_t$ ) como medida de dinero interno M1. El dinero interno es un reclamo monetario de un miembro del sector privado sobre otro del mismo sector (Toledo, 1996; Harris, 1981). Esto se diferencia del dinero externo, ya que éste es un reclamo del sector privado de la economía sobre el gobierno y no tiene colateral como el dinero interno. Dada la estrecha vinculación entre ambas economías, dichos

---

<sup>3</sup> Esta aseveración se basa en el trabajo de Rodríguez (2002), quien probó empíricamente que la velocidad del dinero puede ser constante, aunque no en todo el periodo.

reclamos son altamente influenciados por la evolución de los ciclos estadounidenses.

Por otra parte, el nivel de producción real en Puerto Rico solamente se calcula de manera anual. En este caso, la serie en logaritmos del consumo de energía eléctrica ( $e_t$ ) se utilizará como *proxy* del nivel de producción real.<sup>4</sup>

El Índice de Precios al Consumidor ( $p_t$ ) será la variable que represente el nivel de precios. Todas las series serán presentadas de manera trimestral. De acuerdo a las especificaciones anteriores, la estabilidad de la función de la demanda de dinero se contrastará de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$(m - p)_t = \phi + \alpha e_t - \beta R_t + \sum \delta_i Z_{it} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde “ $R_t$ ” es la tasa de los fondos federales de acuerdo a la regla de Taylor. Si la función de demanda de dinero muestra una relación estable en el largo plazo, entre las variables de estudio, quiere decir que la tendencia estocástica en los saldos reales de dinero está relacionada con las tendencias estocásticas del resto de las variables. Por lo tanto, las consideraciones de tipo econométrico tienen su importancia en el análisis de estacionariedad e integración de las series. Esto implica que el procedimiento de Johansen (1988) representa una forma de estimación, en principio, adecuada. Dicho procedimiento, partiendo de un modelo de vectores autorregresivos sin restricciones, establece que la combinación lineal de las variables de estudio debe ser estacionaria. Es decir:

$$(m - p)_t - \phi - \alpha e_t + \beta R_t - \sum \delta_i Z_{it} = \varepsilon_t \quad (5')$$

En este caso, la teoría necesita que el patrón de tiempo de las variables de estudio esté relacionado.

Sin embargo, al analizar series trimestrales, puede encontrarse más de una raíz unitaria debido a la presencia de características estacionales. Estas características se deben a que, por ejemplo, las decisiones tomadas por los agentes económicos en determinado trimestre pueden estar correlacionadas con las decisiones tomadas en el mismo trimestre de años anteriores. En el caso en el que los componentes estacionales de una variable sean estocásticos, existe la probabilidad de la presencia de

---

<sup>4</sup> Se seleccionó esta variable por la alta correlación que muestra con la actividad económica anual.

raíces unitarias tanto en su comportamiento a largo plazo como en los efectos estacionales.

La presencia de raíces unitarias regulares y estacionales en las series a estudiar pueden observarse en la prueba Hegy desarrollada por Hylleberg (1995). Esta prueba se basa en que el crecimiento anual de cualquier serie de tiempo con frecuencia trimestral puede ser descompuesta según el siguiente operador de rezagos:

$$(1-L^4) = (1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL) \quad (6)$$

El término izquierdo de la ecuación es la diferencia en logaritmos en cuatro períodos. Los términos del lado derecho representan la diferencia anual, la diferencia semestral y los últimos dos términos el componente trimestral. La ventaja de usar esta relación estriba en que permite la estimación de una prueba de manera general con la capacidad de evaluar de manera simultánea varias hipótesis sobre la evolución de la variable. La ecuación anterior se puede expresar en su forma general como:

$$(1-L^4) = (1-\alpha_1 L)(1+\alpha_2 L)(1-\alpha_3 iL)(1+\alpha_4 iL) \quad (7)$$

En la cual los alfas representan parámetros. De acuerdo al valor de estos parámetros se puede determinar la frecuencia de las raíces unitarias. En el caso en que  $\alpha_1$  sea igual a uno la variable tiene una raíz unitaria no estacional. Al ser  $\alpha_2$  igual a uno existe una raíz unitaria semestral en la serie. Cuando  $\alpha_3$  y  $\alpha_4$  son iguales a uno, la variable tiene una raíz unitaria trimestral.

La implementación de esta prueba requiere definir las siguientes variables auxiliares:

$$x_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)x_{t-1} = x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3} + x_{t-4} \quad (8)$$

$$x_{2t} = (1 - L + L^2 - L^3)x_{t-1} = x_{t-1} - x_{t-2} + x_{t-3} - x_{t-4} \quad (9)$$

$$x_{3t} = x_{t-1} - x_{t-3} \quad (10)$$

Estas variables se usan para estimar la siguiente ecuación por MCO:

$$(1-L^4)x_t = \pi_1 x_{1t-1} - \pi_2 x_{2t-1} + \pi_3 x_{3t-1} - \pi_4 x_{3t-2} + \varepsilon_t \quad (11)$$

En la misma se acepta la hipótesis nula de la presencia de raíces unitarias estacionales y regulares. Si no se rechaza la hipótesis nula de que

$\pi_1$  es igual a cero existe una raíz unitaria no estacional en la variable. Al no rechazarse la hipótesis nula de que  $\pi_2$  es igual a cero existe una raíz unitaria semestral en la variable. Sin embargo, si no se puede rechazar la hipótesis nula conjunta  $\pi_3$  y  $\pi_4$  son iguales a cero existe una raíz unitaria trimestral en la variable.

La prueba HEGY se analiza sin intercepto ni tendencia (None), con intercepto (I only), con intercepto y variables mudas estacionales (I,SD), con intercepto y tendencia (I,Tr) y con intercepto, variables mudas estacionales y tendencia (I,SD,Tr). El propósito de este tipo de estimación es para capturar la presencia de estacionalidad no estocástica. Dado que la prueba está basada en la hipótesis de no estacionariedad, su capacidad es limitada para distinguir procesos estacionarios con autocorrelación cercana a uno. Sin embargo, al incluir rezagos de la variable dependiente permite controlar la posible autocorrelación de los residuos. La presencia de una tendencia, variables mudas estacionales y una constante enriquece la hipótesis alternativa, la cual, en ausencia de éstos, indica que la serie es un ruido blanco.

Dada la presencia de raíces unitarias en la serie, la presencia de cointegración debe evaluarse también de un modo distinto. En este caso, se puede hablar de tendencias estocásticas comunes en el largo plazo entre los componentes estacionales en un contexto multivariante.

Este planteamiento es de suma importancia al evaluar la demanda de dinero, cuando se analiza si la estacionalidad de cada serie se traduce en comportamientos estacionales equivalentes al de los saldos de dinero. La cointegración, en términos estacionales, puede verse como la existencia de tendencias estocásticas comunes que dirigen la evolución de la demanda de dinero. Planteamiento similar al análisis de cointegración tradicional. El método para probar la existencia de cointegración se inició con Engel y Granger (1987). Mediante el uso de la descomposición de las series, se interesa investigar la existencia de vectores de cointegración en distintas frecuencias.

Cuando la cointegración se produce sólo en el largo plazo, el modelo de corrección de errores obtenido es el tradicional, el cual, expresado en su forma más simple, se puede representar como:

$$\alpha \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

El parámetro alfa de ajuste indica qué proporción del desequilibrio entre las variables, respecto de su relación de largo plazo observada en el periodo anterior, se ajusta en el periodo actual.

En el caso en que existe una relación de cointegración en los componentes estacionales semestrales, el modelo de corrección de errores es el siguiente:

$$y_t - y_{t-2} = 0.5\alpha_1\beta_1(y_{t-1} + y_{t-2}) + 0.5\alpha_2\beta_2(y_{t-1} + y_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

en el cual los alfas representan los factores de ajuste. El primer término del lado derecho de la ecuación representa el promedio anual de la variable, siendo beta el vector de cointegración tradicional. El siguiente término mide la variación semestral, siendo el beta, en este caso, el vector de parámetros que hace que cointegre la variación semestral de estas variables.

La existencia de cointegración trimestral hace que se reparametrice el modelo de corrección de errores de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-4} = & 0.25\alpha_1\beta_1(y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}) + \\ & 0.25\alpha_2\beta_2(y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}) + \\ & 0.25(\alpha_R\beta_R + \alpha_1\beta_1)(y_{t-2} - y_{t-4}) + \\ & 0.25(\alpha_I\beta_R + \alpha_R\beta_I)(y_{t-1} - y_{t-3}) + \delta_t \end{aligned} \quad (14)$$

Los primeros dos términos corresponden a la cointegración tradicional y semestral explicada anteriormente. Los últimos dos términos representan el caso de una cointegración polinomial (I y R representan los componentes imaginarios y reales de la solución). Esta ecuación presenta algunos términos, los cuales no necesariamente tienen un rango reducido y los parámetros no están identificados. Johansen y Schaumburg (1999) asumen que  $\beta_i=0$ , con lo cual la ecuación 35 se rescribe:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-4} = & 0.25\alpha_1\beta_1(y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}) + \\ & 0.25\alpha_2\beta_2(y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}) + \\ & 0.25(\alpha_R L + \alpha_1)\beta_R(y_{t-1} - y_{t-3}) + \delta_t \end{aligned} \quad (15)$$

Según esta ecuación, el último término es directamente estacionario o cointegra con su propio rezago. Sin embargo, dado que no se tiene la programación para realizar esta prueba en el programa utilizado en este trabajo (RATS), se analizará la existencia de una relación de cointegración de la traza de Johansen mediante la estimación de un modelo de vectores autorregresivos al cual no se le incluyan variables mudas estacionales; otro al cual se le incluyan variables mudas de

frecuencias trimestrales y luego se vuelve a estimar otro con variables mudas de frecuencias semestrales y se comparan los resultados.

### ■ *Evidencia empírica*

Las pruebas de raíces unitarias ADF indican que la serie de  $(m-p)_t$  es I(2), mientras que  $e_t$  es I(1) así como  $R_t$ . Sin embargo, la prueba PP señala que  $(m-p)_t$  es I(1), mientras que  $e_t$  es I(0) y  $R_t$  es I(1). Estas diferencias en las pruebas de raíces unitarias pueden ser causadas por el bajo poder de estas pruebas cuando el verdadero proceso que sigue la variable es cercano a una raíz unitaria. También puede deberse a que estas pruebas son sensibles a la presencia de quiebres estructurales. En este caso, los resultados de estas pruebas pueden ser distorsionados por la presencia de factores estacionales o por la forma en que se aislan estos componentes. Debido a la presencia de estos problemas, la prueba Hegy es fundamental para este trabajo.

Según esta prueba, con excepción de la tasa de interés de los Fondos Federales estimada por la regla de Taylor, las demás variables son no estacionarias en frecuencia cero (no estacionarias en el largo plazo). Sin embargo, todas las series muestran no estacionariedad en la frecuencia trimestral, aunque no así en la semestral, según las pruebas Hegy realizadas. Esto es indicador de que las pruebas ADF y PP son sensibles a la presencia de residuos no estacionarios y a la utilización de un filtro que elimine el componente trimestral de las series. Por esto, a pesar de la existencia de órdenes de integración diferentes en las pruebas ADF y PP, la existencia de factores estacionales que dirigen la evolución de la magnitud de las series sugiere examinar la existencia de una relación a largo plazo con diferentes frecuencias. De esta manera se obtienen estimadores insesgados y consistentes y resolver el problema de regresiones espurias para probar la estabilidad de la demanda real de dinero (Rodríguez, 2001).

De acuerdo a las pruebas de la traza del procedimiento de Johansen (1988), utilizando diversos modelos, uno sin variables mudas y otro con variables mudas trimestrales, existe un vector de cointegración (Johansen, 1988; Galindo, 1997). Sin embargo, con frecuencias semestrales existen dos vectores de cointegración. Esta diferencia puede darse por problemas de especificación al no tener series trimestrales del Producto Bruto. Aunque la similitud de los resultados con frecuencia cero y trimestral puede ser un indicador de que la existencia de un vector de cointegración se da por la existencia de tendencias estocásticas comunes trimestrales.

Los valores de las raíces características en las combinaciones que resultaron cointegrables no son muy similares, por lo que la varianza de los parámetros estimados puede no ser muy grande, facilitando la identificación desde el punto de vista económico. Es decir, que imponer restricciones adicionales a las estimaciones no necesariamente favorece una identificación de las relaciones entre las variables a largo plazo desde el punto de vista de la teoría económica (Galindo y Perrotini, 1996; Hendry, 1997; Rodríguez, 2001). Como consecuencia de la propiedad de cointegración, los estimadores de mínimos cuadrados son insesgados y no existe el problema de regresiones espurias (Galindo y Perrotini, 1996; Hendry, 1997; Maddala, 1996; Rodríguez, 2001).

Según los signos y la magnitud de los parámetros de las ecuaciones normalizadas, dicha relación de variables representa una función de demanda real de dinero. Como puede observarse en el Apéndice, la actividad económica es elástica con respecto a la demanda real de dinero. Esto se da como resultado a una mayor demanda de dinero para transacciones, dado el alto nivel de consumo en Puerto Rico en donde la propensión marginal a consumir es sumamente alta (Rodríguez y Luciano, 2001). Por su parte, la tasa de interés tiene una relación negativa y menos que proporcional sobre los saldos monetarios reales. Una conjectura al respecto es que el ahorro financiero se ajusta a las expectativas de la política monetaria estadounidense, las cuales tienden a disminuir en períodos inflacionarios. Aunque hay que tener en consideración que, en la economía de la isla, el alza estacional de los precios en diciembre no es compensada generalmente por el aumento en la tasa de interés nominal (Rodríguez, 2002). Por otra parte, de acuerdo a la prueba de máxima verosimilitud, se rechaza la existencia de una elasticidad unitaria en el consumo de energía eléctrica y se acepta que las acciones de la política monetaria estadounidense son relevantes a la hora de determinar los saldos monetarios reales en Puerto Rico.

La posibilidad de exogeneidad débil está latente en este modelo de demanda de dinero, ya que los valores alfas proporcionados por el procedimiento de Johansen tienden a ser relativamente pequeños en ambos modelos. Esto a pesar del rechazo de exogeneidad débil en el primer vector de cointegración para la tasa de interés. Lo anterior puede implicar que un modelo de corrección de errores puede incluir más de un vector de cointegración en cada ecuación y, por lo tanto, un número similar de mecanismos de errores en cada ecuación. Sin embargo, dados los valores de los coeficientes alfas, las variables a

considerar contienen información relevante para explicar la evolución de la demanda de dinero en Puerto Rico.

La estabilidad de los parámetros de la función de demanda de dinero indica que ésta es estable en el largo plazo. Dados estos resultados, este modelo puede utilizarse para propósitos de política económica. Es decir, puede desarrollarse un modelo que incluya estas variables para el desarrollo de objetivos macroeconómicos tanto a corto como a largo plazo y para la utilización de instrumentos monetarios y/o crediticios. Los resultados presentados serán más robustos si se genera una serie de oferta monetaria para la isla y/o se producen datos trimestrales sobre la actividad económica.

### ■ *Conclusiones*

Según la evidencia presentada, la demanda real de dinero muestra una relación estable con la actividad económica local y la política monetaria implantada por la Reserva Federal. Los estimadores resultaron ser inseguros y además no existe el problema de regresiones espurias.

De acuerdo a los resultados, la actividad económica es elástica con respecto a los saldos reales de dinero. Esto se debe a una mayor demanda de dinero para transacciones, dado el alto nivel de consumo en Puerto Rico. En cuanto a la tasa de interés, ésta tiene una relación negativa y menos que proporcional sobre los saldos monetarios reales, ya que, en Puerto Rico, el ahorro financiero se ajusta a las expectativas de las acciones de política monetaria estadounidense, las cuales tienden a disminuir en períodos inflacionarios.

Asimismo, este modelo satisface la condición de exogeneidad débil, permitiendo realizar inferencias estadísticas válidas. Sin embargo, se rechaza la existencia de una elasticidad unitaria en el consumo de energía eléctrica y acepta que la tasa de interés es relevante para determinar los saldos monetarios. Además, cabe señalar, que la inclusión de variables mudas estacionales no cambió de manera significativa los resultados.

La estabilidad de la demanda real presentada en este trabajo es una condición necesaria para la construcción de modelos macroeconómicos que puedan ser utilizados para la evaluación de políticas económicas alternas, dadas las limitaciones de la política económica local. Dicha estabilidad puede establecer relaciones causales fundamentales que ayuden al desarrollo de objetivos macroeconómicos tanto a corto como a largo plazo y para la identificación y utilización de instrumentos monetarios y/o crediticios.

## ■ Apéndice

### ■ Pruebas de raíces unitarias

#### Pruebas ADF y PP de raíces unitarias

<i>Variable</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
$(m-p)_t$	1.873	-1.961
$d(m-p)_t$	-1.859	-5.161*
$dd(m-p)_t$	-2.502*	
$e_t$	-1.805	-3.07*
$de_t$	-2.904*	
$R_t$	-2.340	-0.972
$dR_t$	-2.880*	-3.804*

\* Indica significancia al 95%

Prueba Hegy hecha en el Programa RATS<sup>TR</sup>.  
 Pruebas por Estacionalidad en ( $m-p$ ). Periodo 1995:01-2002:02 (30 obs.)

	<i>P<sub>II</sub></i>	<i>P<sub>I2</sub></i>	<i>P<sub>I3</sub></i>	<i>P<sub>I4</sub></i>	<i>F<sub>34</sub></i>	<i>F<sub>234</sub></i>	<i>F<sub>I234</sub></i>	<i>Rezagos</i>	<i>AR(1-4)</i>	<i>Último rezago t</i>
None	-0.276	-0.178	0.792	-0.561	0.489	0.372	0.315	4	0.619[0.666]	-0.130[0.898]
I only	-1.727	-0.194	0.394	-0.523	0.220	0.191	1.065	4	0.415[0.792]	0.542[0.597]
I,SD	-1.409	-1.081	0.218	0.038	0.025	0.490	1.040	4	2.130[0.344]	0.663[0.523]
I,Tr	-2.772	-0.221	1.457	-0.259	1.148	0.812	2.282	4	15.686[0.010]	0.041[0.968]
I,SD,Tr	-1.961	-0.928	0.967	0.127	0.471	0.735	1.498	4	2.225[0.461]	0.242[0.814]

Prueba por Estacionalidad en “e”. Periodo 1995:01-2002:02 (30 obs.)

	<i>P<sub>II</sub></i>	<i>P<sub>I2</sub></i>	<i>P<sub>I3</sub></i>	<i>P<sub>I4</sub></i>	<i>F<sub>34</sub></i>	<i>F<sub>234</sub></i>	<i>F<sub>I234</sub></i>	<i>Rezagos</i>	<i>AR(1-4)</i>	<i>Último rezago t</i>
None	-0.247	-2.148	0.417	-1.325	1.006	2.430	1.830	4	0.119[0.971]	-0.750[0.466]
I only	-1.162	-1.933	-0.589	-1.300	1.079	2.211	2.205	4	0.156[0.952]	0.837[0.418]
I,SD	-0.714	-1.647	-2.205	-1.242	3.838	4.161	3.749	4	0.099[0.973]	1.030[0.327]
I,Tr	-0.466	-1.684	-0.447	-1.122	0.757	1.549	1.209	4	0.985[0.506]	-0.306[0.765]
I,SD,Tr	-0.290	-1.469	-1.946	-1.024	2.742	2.879	2.213	4	0.706[0.700]	0.299[0.771]

## Prueba por Estacionalidad en R. Periodo 1995:01-2002:02 (30 obs.)

	<i>P11</i>	<i>P12</i>	<i>P13</i>	<i>P14</i>	<i>F34</i>	<i>F234</i>	<i>F1234</i>	<i>Rezagos</i>	<i>AR(1-4)</i>	<i>Ultimo rezago t</i>
None	-1.387	-1.439	-2.786	-1.837	8.148	7.541	6.060	4	0.224[0.915]	-0.926[0.370]
I only	-1.151	-1.433	-2.941	-1.793	8.656	7.908	6.086	4	0.184[0.937]	-0.118[0.908]
I,SD	-1.132	-1.142	-2.584	-1.776	7.201	6.386	4.886	4	1.134[0.518]	-0.182[0.859]
I,Tr	-1.916	-1.390	-2.917	-1.395	7.006	6.250	6.366	4	1.961[0.265]	0.448[0.662]
I,SD,Tr	-1.783	-1.113	-2.652	-1.378	6.159	5.328	5.136	4	1.047[0.616]	0.364[0.724]

■ *Prueba de cointegración*

■ *Frecuencia cero*

Eigenv.	L-max	Trace	H0:r	p-r	L-max90	Trace90
0.5658	21.69	30.48	0	3	11.23	21.58
0.2866	8.78	8.79	1	2	7.37	10.35
0.0002	0.01	0.01	2	1	2.98	2.98

*Coeficientes beta normalizados*

LMR	LE	R
1.000	-1.504	0.217
-0.855	1.000	0.130
3.869	-6.198	1.000

*Prueba de restricción en los coeficientes beta*

---

The LR test, CHISQ(3) = 11.64 , p-value = 0.00

---

*Coeficientes alfa*

0.006	0.021	0.000
0.010	-0.012	0.001
-0.359	-0.099	0.002

*Prueba de autocorrelación*

---

LM(4), CHISQ(9) = 5.918, p-val = 0.75

---

*Prueba de normalidad*

---

CHISQ(6) = 14.455, p-val = 0.02

---

*Pruebas ARCH y de normalidad para cada ecuación en el modelo*

ARCH(4)	Normality	R-squared
7.059	1.198	0.525
1.833	8.499	0.422
0.666	1.697	0.563

*Prueba de exogeneidad débil: prueba de máxima verosimilitud  
CHISQ(r)*

<i>r</i>	DGF	CHISQ_5	LMR	LE	R
1	1	3.84	0.66	3.31	31.13
2	2	5.99	18.36	4.00	48.68

■ *Modelo con variables mudas estacionales trimestrales*

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90	Trace90
0.6194	25.12	29.21	0	3	11.23	21.58
0.1429	4.01	4.09	1	2	7.37	10.35
0.0032	0.08	0.08	2	1	2.98	2.98

*Coeficientes beta normalizados*

LMR	LE	R
1.000	-1.635	0.361
0.834	1.000	0.101
-1.143	0.461	1.000

*Prueba de restricción en los coeficientes beta*

---

The LR test, CHISQ(3) = 11.60 , p-value = 0.00

---

*Coeficientes alfas*

0.009	0.011	0.001
0.012	-0.006	0.003
-0.333	-0.075	0.008

---

*Prueba de normalidad*

---

CHISQ(6) = 8.682, p-val = 0.19

---

*Pruebas ARCH y de normalidad para cada ecuación en el modelo*

ARCH(4)	Normality	R-squared
2.175	0.706	0.676
1.623	6.812	0.604
5.207	1.314	0.612

*Prueba de exogeneidad débil: prueba de máxima verosimilitud  
CHISQ(r)*

<i>r</i>	<i>DGF</i>	<i>CHISQ_5</i>	<i>LMR</i>	<i>LE</i>	<i>R</i>
1	1	3.84	2.89	4.56	13.41
2	2	5.99	41.31	4.76	51.57

■ *Modelo con variables mudas estacionales semestrales*

<i>Eigenv.</i>	<i>L-max</i>	<i>Trace</i>	<i>H0: r</i>	<i>p-r</i>	<i>L-max90</i>	<i>Trace90</i>
0.8896	48.48	76.67	0	3	11.23	21.58
0.7219	28.15	28.19	1	2	7.37	10.35
0.0017	0.04	0.04	2	1	2.98	2.98

■ *Bibliografía*

- Alameda, J.I. (2000) "La política monetaria en Puerto Rico." *Economía: Versión especial para Puerto Rico*. Autores: Mc Connell, C. y Brue S. Décimo cuarta edición: Mc Graw Hill.
- Cushman, D. (2002) "Nonlinear Trends and Co-trending in Canadian Money Demand". Departamento de Economía de la Universidad de Saskatchewan.
- Eugomé-Bossogo P. (2000) "Money Demand in Guyana". Fondo Monetario Internacional. Documento de trabajo, núm. 119.
- Fujiki H. (2002) "Money Demand Near Cero Interest Rate: Evidence from Regional Data". Monetary and Economic Studies.
- Galindo, L.M. (1997) "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna". *Investigación económica*, núm. 220.
- y Perrotini, I. (1996). "La demanda de dinero en México, 1980-1994." *Monetaria*.
- Harris, L. (1981) *Teoría Monetaria*. Fondo de Cultura Económica.
- Hendry, D.F. (1997) "The Econometrics of Economic Forecasting." *The Economic Journal*, vol. 47, núm. 444.
- Hueng, C. (2002) "The Impact of Foreign Variables on Domestic Money Demand:Evidence from the United Kingdom". *Journal of Economics and Finance*, vol. 24 núm. 2 . Pág. 97-109.
- Izgi Koar, Çidem (1995) "Cointegration Test For Money Demand the Case of Turkey and Israel". Banco Central de la República de Turquía: Departamento de investigación. Documento de trabajo núm. 95 4.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamic and Control*, núm. 12.

- y Schaumburg E. (1999) “Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration”. *Journal of Econometrics*. vol.84, núm.2.
- Maddala, G. S. (1996) *Introducción a la Econometría*. Segunda Edición. Prentice Hall.
- Mantey, G. (1997) *Lecciones de economía monetaria*. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Mudabber, A. (1996) “Demand for Money in Bangladesh: An Econometric Investigation to Some Basic Issues”. *The Indian Economic Journal*. Vol. 48, núm. 1.
- Paustian, M., Maier R., Bernoth K., Gringonyte D. (2001) “Money Demand in Germany”. Universidad de Bonn: Escuela Graduada de Economía.
- Rodríguez, C. (2001) *La hipótesis de la neutralidad del dinero en México: un análisis de series de tiempo para el período, 1980-1994*. Tesis sometida para obtener el grado de Doctor en Economía. Universidad Nacional Autónoma de México.
- (2002) “Análisis de la economía de Puerto Rico con un modelo de vectores autorregresivos y cointegración”. *Revista de Ciencias Sociales*, núm. 11.
- y Toledo, W. (2005) “El efecto de la tasa de los fondos federales de los Estados Unidos en una economía pequeña, abierta y dolarizada: el caso de Puerto Rico”. Documento sin publicar. Rodríguez, C. y Luciano, I. (2001) “La propensión marginal al consumo en Puerto Rico (1954 -1995): un análisis de cointegración”. *Carta de políticas públicas*, núm.16, FE-UNAM.
- Taylor, John B. (1993) “Discretion Versus Policy Rules in Practice,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, núm, 39.
- Toledo, W. (1996) “La neutralidad del dinero: Una discusión de la literatura y un análisis empírico para Puerto Rico”. *Serie de Ensayos y Monografías*. Unidad de Investigaciones Económicas, Universidad de Puerto Rico, núm. 78.
- Stock, J. y Watson, M. (2001) “Vector Autoregressions.” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 4.
- Wu, Chung-Shu, Lin Jin-Lung, Tiao George, Daewhan, Cho (2001) “Is Money Demand in Taiwan Stable?. Universidad de Chicago.