

# Análisis de la economía de Puerto Rico con un modelo de vectores autorregresivos y cointegración\*

Carlos A. Rodríguez Ramos

Departamento de Economía  
Universidad de Puerto Rico, Río Piedras

## RESUMEN

Este trabajo analiza el comportamiento de la economía de Puerto mediante un modelo de vectores autorregresivos y cointegración. Los resultados obtenidos señalan que la economía de Puerto Rico tiene el comportamiento general de un modelo IS-LM, con imperfecciones en los mercados. Esto significa que, para la economía de Puerto Rico, la tasa de interés, el índice de precios, la producción real de Puerto Rico, así como la oferta monetaria de los Estados Unidos mantienen una relación de equilibrio a largo plazo. Estas variables pueden utilizarse como eje estratégico en la construcción de cualquier modelo macroeconómico para la economía de Puerto Rico. [**Palabras clave:** economía de Puerto Rico, economía monetaria, macroeconomía, econometría, modelos de series de tiempo.]

---

\* Este artículo se recibió en noviembre de 2001 y se aceptó para publicación en febrero de 2002.

## ABSTRACT

This paper analyses the behaviour of the economy of Puerto Rico through a vector autorregressive and cointegration model. The obtained results point out that the economy of Puerto Rico has the general behaviour of an IS-LM model with market imperfections, which means that, for the economy of Puerto Rico, the rate of interest, the price index, the real production and the money supply of the United States maintain a long-run equilibrium relation. These variables could be used like a strategic axle for the construction of any macroeconomic model. [**Keywords:** Puerto Rican economy, monetary economy, macroeconomics, econometrics, time series models.]

## I. Introducción

El estudio de la economía en Puerto Rico, con base en métodos estadísticos, es de creciente interés. Este tipo de investigación puede enfrentar problemas de cambio estructural, en la especificación de los procesos generadores de datos y de estimación dado el uso de series no estacionarias.<sup>1</sup> Estos problemas desde el punto de vista econométrico se empezaron a resolver mediante el uso de modelos uniecuacionales.<sup>2</sup> Luego, a principio de la década de los ochenta, se introdujo el uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR), los cuales pretendían no imponer restricciones, *a priori*, a los datos (Sims, 1980:4; Rodríguez, 2001:140).

Más tarde Nelson y Plosser (1982:160) demostraron que una gran cantidad de variables en los Estados Unidos sufren variaciones, tanto en su media, como en su varianza. Es decir, no presentan momentos de primer y segundo orden constantes siendo estos, frecuentemente, función del tiempo (Rodríguez, 2001:144). Así, se observa que estas variables presentan una tendencia a aumentar a través del tiempo y a acentuarse su variabilidad.

Si el investigador no considera este fenómeno puede cometer diversos errores, entre ellos el de tipo espurio. El análisis de estacionariedad, por lo tanto, es clave para todo el análisis posterior. La presencia de no estacionariedad en la media puede recogerse si se introducen elementos deterministas en la especificación del proceso. Si la introducción de estos elementos deterministas captura la no estacionariedad en media del proceso, la inferencia estándar es aplicable bajo los supuestos clásicos. Por su parte, cuando la varianza es función del tiempo esto puede ser dado por la existencia de una raíz unitaria en el polinomio de la representación autorregresiva del proceso.<sup>3</sup> Este tipo de tendencia se conoce como estocástica.

La importancia que, para el análisis de un sistema económico dado y en la toma de decisiones de política económica, tiene el determinar la existencia de una raíz unitaria en el proceso autorregresivo y, dado esto, determinar su

orden de integración, se pone de manifiesto en las distintas respuestas de las variables ante choques no anticipados. Si no se considera este análisis se puede llegar a serios errores de especificación. También surge el problema de la sobreidentificación, la cual ocasiona una pérdida de eficiencia e invalidación de las pruebas al incluir un esquema de media móvil no invertible en los errores.

El estudio de variables no estacionarias se puede analizar en un contexto multivariable ya que, la existencia de una similitud en el orden de integración de las series puede mostrar una relación estable a través del tiempo, lo que sugiere la posibilidad de que también se dé en el largo plazo (Novales, 1997:491; Bhargava, 1996:369; Rodríguez y Luciano, 2001:3). Esto es esencial cuando se analizan relaciones de cointegración y su equivalencia con el modelo de corrección de errores.<sup>4</sup>

El análisis de cointegración es esencial cuando se tiene una combinación de variables que presentan una similitud en el orden de integración. Una similitud en el orden de integración sugiere la necesidad de utilizar series que cointegren para obtener estimadores insesgados y consistentes y resolver el problema de regresiones espurias (Rodríguez, 2001:111). En el caso en que exista una relación de cointegración entre las series, se minimiza la varianza del residual en el espacio paramétrico y los estimadores resultan también ser superconsistentes, ya que convergen a su verdadero valor (Rodríguez, 2001:96; Novales, 1997:492; Maddala, 1996:668). Si la especificación de la existencia de este fenómeno es incorrecta, se pueden cometer errores en la modelación económica, al aceptar como válidas relaciones de tipo espurio, cuando se analizan las características de las estimaciones obtenidas en el proceso de inferencia (Bhargava, 1986:392; Maddala, 1996:667; Enders, 1995:359). Es decir que, no llevar dicho análisis correctamente, en términos de política económica, puede conducir a conclusiones erróneas en términos de la toma de decisiones. Este planteamiento es clave en cualquier modelo econométrico

con series de tiempo.

En los últimos años se ha desarrollado el interés por la combinación de los modelos VAR con el concepto de cointegración. En especial por el uso del procedimiento de Johansen para cointegración basado en un VAR sin restricciones. El desarrollo de esta metodología representa el punto de partida para la creación de un modelo econométrico eficiente e insesgado (Johansen y Juselius, 1994:8). Mediante esta metodología se pueden analizar los supuestos de exogeneidad de las variables consideradas para hacer restricciones en los modelos, así como el orden de integración de las series, comprobar la existencia de relaciones a largo plazo, verificar las estructuras de rezago y la dinámica del modelo. Por lo que, la utilización de estos es un avance importante en el uso de modelos uniecuacionales y permite resolver el problema de sesgo en ecuaciones simultáneas o de Havelmo (Charemza y Deadman, 1993:3; Rodríguez, 2001:140).

El objetivo principal de este trabajo es, entonces, analizar la relación entre el índice de precios, la oferta monetaria, el ingreso real y la tasa de interés nominal en la economía de Puerto Rico bajo el marco de un modelo VAR sustentado en el procedimiento de Johansen para cointegración. Este trabajo se divide en tres partes: en la primera se especifica el modelo; en la segunda se presenta la evidencia empírica y la tercera presenta las conclusiones generales a los resultados obtenidos.

## **II. Especificación del modelo**

El modelo teórico inicial se compone de cuatro variables endógenas: el nivel de precios ( $p_t$ ), la oferta monetaria de Estados Unidos ( $m_t$ ),<sup>5</sup> el ingreso real ( $y_t$ ), y la tasa de interés preferencial ( $R_t$ ). Esta selección de variables sugiere una interpretación del modelo como una forma reducida de un modelo IS-LM (Gregory y Raynauld, 1985:44; Galí, 1992:738; Galindo y Cardero, 1998:225) y corresponde también a las variables del modelo VAR creadas por Spencer

(1989:444) (Galindo y Cardero, 1998:227). La ventaja de estos modelos se basa en su capacidad para capturar las regularidades empíricas más relevantes de una economía (Blinder, 1998:14) y el uso de estas variables es pertinente para analizar los canales de transmisión entre las variables reales y financieras. El orden de las variables es relevante para el análisis (Chisti, Hassan y Mahmud, 1992:357; Spencer, 1989:443; Mc Millin, 1988:320 Galindo y Cardero, 1998:225) ya que la normalización de los vectores de cointegración se realiza de acuerdo al orden preestablecido en el VAR.

La primera variable en el modelo se presenta en la primera ecuación y así sucesivamente. Al ser el número de vectores de cointegración menor al número de variables, el orden preseleccionado de las variables determina a la(s) variable(s) que se excluyen, las cuales se representan como una ecuación de equilibrio de largo plazo. Este orden también determina que la raíz característica máxima asociada a la mayor combinación lineal no estacionaria es la que se representa por la primera ecuación. Para reducir este problema, se utilizará un VAR que cumpla con las condiciones de ortogonalidad en cada una de las ecuaciones. Por lo que, las relaciones a largo plazo sugeridas son las siguientes (las letras minúsculas indican que las variables están en logaritmos (Galindo y Cardero, 1998:228):

**Tabla I**

**Sistema de ecuaciones**

$$(1) \quad P_t = a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 R_t + E_{1t}$$

$$(2) \quad m_t = \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \beta_3 P_t + E_{2t}$$

$$(3) \quad y_t = \gamma_1 P_t + \gamma_2 m_t + \gamma_3 R_t + E_{3t}$$

$$(4) \quad R_t = \varphi_1 y_t + \varphi_2 m_t + \varphi_3 P_t + E_{4t}$$

La ecuación de precios (1) representa la ecuación cuantitativa del dinero, pero asumiendo que la tasa de interés es una buena aproximación de la velocidad de circulación del dinero (Galindo y Cardero, 1998:226). Si la velocidad del dinero es constante implica que  $\alpha_3 = 1$ . De este modo, en términos teóricos, se imponen las siguientes restricciones:  $\alpha_1 = -1$ ,  $\alpha_2 = 1$ ,  $\alpha_3 = 1$ .

La segunda ecuación se puede interpretar de varias maneras. La ecuación puede representar una función de demanda de dinero cuando  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$  y  $\beta_3 = 0$ . Bajo esto, resulta relevante analizar si la elasticidad del ingreso respecto al dinero es unitaria ( $\beta_1 = 0$ ), la relevancia de la tasa de interés sobre la demanda de activos ( $\beta_2 \neq 0$ ) y el efecto negativo de la inflación sobre la tenencia de activos reales de dinero ( $\beta_3 \neq 0$ ). También puede interpretarse como una ecuación de riqueza financiera, en el caso en que  $\beta_1$  y  $\beta_2 > 0$  y  $\beta_3 = 1$ . Esto permite analizar los casos en que  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = \beta_3 = 0$ . Este resultado indicaría la existencia de una proporción constante entre la riqueza financiera y el ingreso y se podría entonces, utilizar al agregado monetario como objetivo intermedio de política monetaria o mejor, para el caso de Puerto Rico, imponer una regla óptima de política económica.

La tercera ecuación indica que el nivel de ingreso real es función de la oferta de dinero, el nivel de precios y la tasa de interés representa una forma reducida relativamente parecida a la curva IS (Galí, 1992:711; Galindo y Cardero, 1998:227).<sup>6</sup> Si se asume que  $\gamma_3 = -\gamma_1$  y  $\gamma_2 = 0$ , la producción real depende de la tasa de interés real a través del canal de la inversión. En el caso en que  $\gamma_3 = -\gamma_1$  y  $\gamma_2 > 0$ , una expansión monetaria en términos reales repercute positivamente en la producción real a través del efecto riqueza.

La última ecuación puede sugerir el cumplimiento de la hipótesis de Fisher en el caso en que  $\varphi_1 = \varphi_2 = 0$  y  $\varphi_3 = 1$ . Si  $\varphi_1$  y  $\varphi_2 \neq 0$  se puede establecer que la oferta monetaria y el nivel de precios tienen que ver en la determinación de la tasa de interés nominal. Al ser el agregado monetario estadísticamente

significativo, ello puede ser evidencia de la endogeneidad del dinero. Sin embargo, este resultado conduce a que la segunda ecuación no pueda representarse como una función de demanda de dinero.

Estas ecuaciones, en conjunto, representan las soluciones de largo plazo pero, hay que considerar que la economía experimenta continuos choques aleatorios los cuales implican un ajuste dinámico a corto plazo. De esta forma hay que señalar que la ecuación de largo plazo debe incluir un ajuste dinámico particular. La presencia de este tipo de ajuste puede justificarse considerando los modelos de "buffer stock", la existencia de información incompleta o costos de ajuste (Johansen y Juselius, 1994:34 Galindo y Cardero, 1998:230).

El ajuste de corto plazo puede especificarse en el procedimiento de Johansen mediante el uso de series diferenciadas  $I(0)$  y con el teorema de equivalencia entre el vector de cointegración y el mecanismo de corrección de errores para incluir las soluciones de largo plazo y evitar problemas de especificación (Engle y Granger, 1987:274). Aunque hay que señalar que, actualmente, existen trabajos como el de Blanchard y Quah (1989:655) que interpretan los cambios de largo plazo como si fueran originados en el lado de la oferta, y los de corto plazo como choques de demanda.

Cuando se interpreta este conjunto de ecuaciones como formas reducidas de un modelo IS-LM, las fluctuaciones pueden provenir de un choque a la curva IS dado por cambios en la oferta como alteraciones en la productividad y en el desempleo, o mediante choques monetarios de la curva LM dados por el efecto de la demanda de dinero, por la liquidez del sistema o por la volatilidad de la tasa de interés.

Una especificación apropiada para analizar la economía de Puerto Rico debe incluir las condiciones de exogeneidad por dos razones principales. La primera es que las propiedades de exogeneidad permiten distinguir entre la cadena de causalidad del proceso de ajuste de las variables. Esto ya que se pueden distinguir entre las variables endógenas y exógenas. Segundo, estas

propiedades permiten detectar las variables que pueden considerarse como determinadas fuera del sistema y que, por lo tanto, pueden utilizarse como instrumentos de política económica.

### III. Evidencia empírica

La base de datos consiste de series anuales de 1964 a 1997. La Tabla II presenta las pruebas ADF y PP para contrastar la existencia de raíces unitarias en el polinomio autorregresivo de las variables. Según esta Tabla, las pruebas de raíces unitarias indican que la oferta monetaria  $m_t$  (m<sub>t</sub>), el índice nacional de precios al consumidor ( $i_t$ ) y la producción real ( $y_t$ ) son series no estacionarias de orden I(1). Aunque la tasa de interés preferencial (%) ( $R_t$ ) tiene un orden de integración I(0). La presencia de una serie I(0) y tres I(1) sugiere la existencia de varias soluciones múltiples a largo plazo, ya que combinaciones lineales de series I(1) pueden generar series I(0).

**Tabla II**  
**Orden de integración de las series mediante la prueba Dickey-Fuller**  
**aumentada(ADF)<sup>a</sup> y Phillips-Perron (PP)<sup>b</sup>**

(1980-1994)

Variable	ADF	PP
$p_t$	1.754	1.055
$p_t$	-2.862*	-2.300*
$m_t$	-1.136	-0.878
$m_t$	-3.235*	-2.818*
$y_t$	-0.971	-1.475
$y_t$	-5.369*	-5.105*
$R_t$	-2.887*	-2.299*

a) Prueba hecha en RATS con el programa ADF.SRC y PPUNIT.SRC

\*Indica significancia al 95 por ciento:

Las pruebas antes realizadas indican que todas las series a estudiar a excepción de la tasa de interés preferencial, son I(1) por la presencia de una tendencia estocástica, siendo la varianza (momento de segundo orden) función del tiempo. La similitud observada en el orden de integración de las series puede mostrar una relación estable a través del tiempo, lo que sugiere que existe en el largo plazo (Galindo, 1997:103; Rodríguez y Luciano, 2001:3). Es decir, que estos choques pueden alterar permanentemente el nivel de las variables. Estos resultados sugieren la necesidad de utilizar series que cointegren para obtener estimadores insesgados y consistentes y resolver el problema de regresiones espurias (Rodríguez, 2001:96).

En la Tabla III se presenta la prueba de la traza del procedimiento de Johansen, para el periodo de estudio. Según ésta, existen dos vectores de cointegración. La presencia de, al menos, dos vectores de cointegración supone la existencia de varias soluciones a largo plazo, ya que combinaciones lineales obtenidas que representan vectores linealmente independientes pueden ser también una posible solución.

Tabla III  
Pruebas de cointegración para  $p_t, m_t, y_t, r_t^a$

Valor propio	$H_0: \text{rango} = p$	$-T \ln(1 - \lambda_{p+1})^b$	95%	$-T \sum \ln(1 - \lambda_{p+1})^c$	95%
0.969	$p = 0$	112.12	15	149.72**	36.58
0.624	$p \leq 1$	31.74	11.23	37.60*	21.58
0.157	$p \leq 2$	5.49	7.37	6.26	10.35

a/ Período 1965-1997; b/  $-T \ln(1 - \lambda_{p+1})$  = prueba de la raíz máxima característica; c/  $-T \sum \ln(1 - \lambda_{p+1})$  = prueba de la traza. No incluye constante ni tendencia.

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, 1996:350). 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, 1996:351; Maddala, 1996: 668).

Al normalizar las cuatro ecuaciones obtenidas mediante el procedimiento de Johansen como soluciones de largo plazo para el nivel de precios, la riqueza financiera, el ingreso real y la tasa de interés nominal, se obtienen los resultados de la Tabla IV.

**Tabla IV**

**Ecuaciones de cointegración normalizadas del procedimiento de Johansen**

$$(5) p_t = -0.26y_t + 1.00m_t + 0.01R_t$$

$$(6) m_t = 0.17y_t - 0.05R_t + 1.16p_t$$

$$(7) y_t = -7.78p_t + 6.79m_t + 0.087R_t$$

$$(8) R_t = 47.63y_t - 101.04m_t + 50.59p_t$$

Las pruebas de razón de máxima verosimilitud sobre la exclusión de las variables seleccionadas indica, en términos generales, que todas deben ser consideradas para obtener relaciones estables a largo plazo (Véase Tabla V).<sup>7</sup> En este caso, las cuatro variables consideradas tienden a moverse simultáneamente a través del tiempo, manteniendo una relación de equilibrio

a largo plazo.

Estas relaciones implican que las desviaciones que se presenten pueden representarse como una serie estacionaria y tienden a volverse más improbables a medida que la magnitud del desequilibrio aumenta (Galindo y Cardero 1998:230). Además, expresan los mecanismos y las magnitudes de ajuste de los agentes económicos en la medida en que estos fuerzan a las diferentes variables a regresar al equilibrio ante la presencia de cualquier desequilibrio (Johansen, 1988:253). Los coeficientes de estos vectores de cointegración expresan las relaciones que utilizan los agentes económicos para mantener las variables consideradas en la trayectoria del equilibrio, por lo que estos se pueden interpretar como mecanismos de corrección de errores.

**Tabla V**

**Prueba de máxima verosimilitud para la exclusión de variables en el sistema**

R	gl	$\chi^2 (r)$	$p_t$	$m_t$	$y_t$	$R_t$
1	1	3.84	9.76	12.5	22.26	2.38
2	2	5.99	24.68	26.85	35.88	25.71
3	3	7.81	28.39	30.4	38.14	29.3

Según las pruebas de exogeneidad débil esta hipótesis es rechazada para cada una de las ecuaciones consideradas en el VAR (Véase Tabla VI). Esto no obstante que los valores de las alfas para los vectores de cointegración, sintetizados en el Tabla VII, son muy cercanos a cero y es en la tasa de interés donde se concentran los valores altos de estos. Esto indica que todas las variables en este sistema contienen información relevante para explicar el comportamiento del sistema, aunque si se excluye la tasa de interés puede simplificarse el tipo de relaciones establecidas. Incluso, podría argumentarse que la exogeneidad débil se rechaza como consecuencia de la relación de

la tasa de interés con el agregado monetario y el índice de precios. Sin embargo, dado el valor tan bajo de los coeficientes alfa, la exclusión de alguna de las variables consideradas puede conducir a la obtención de inferencias estadísticas inválidas y la pérdida de información relevante para obtener una estimación apropiada del proceso generador de información. Lo que ocurre es que, al rechazar la hipótesis de exogeneidad débil, la representación del modelo en forma de corrección de errores incluiría más de un vector de cointegración en cada ecuación y, por ende, un número similar de corrección de errores en cada ecuación.

**Tabla VI**  
**Prueba de máxima verosimilitud para exogeneidad débil**

R	gl	$\chi^2 (r)$	$p_t$	$m_t$	$y_t$	$R_t$
1	1	3.84	49.01	44.99	28.07	0.02
2	2	5.99	57.62	46.22	43.59	1.52
3	3	7.81	59.1	49.73	45.59	3.34

**Tabla VII**  
**Coefficientes alfa del**  
**procedimiento de Johansen**

$\Delta p_t$	-0.052	-0.012	0.005	0.002
$\Delta m_t$	-0.062	0.004	-0.012	0.001
$\Delta y_t$	-0.029	0.014	0.003	-0.001
$\Delta R_t$	-0.087	0.491	0.545	0.205

La ecuación (5) representa una ecuación de precios, ya que los signos

de los coeficientes obtenidos son los que sugiere la teoría cuantitativa del dinero, así como el valor puntual del coeficiente de la oferta monetaria, aunque no así con el PIB real. El valor tan bajo del coeficiente de la tasa de interés puede indicar que la velocidad del dinero puede no ser constante, pero no en todo el periodo. La prueba de máxima verosimilitud en los parámetros indica que no se rechazan las restricciones teóricas sugeridas en esta ecuación ( $\chi^2(2) = 2.98$ ).

Según la ecuación (6) la riqueza financiera (vista a través de la oferta monetaria) tiene una relación positiva y menos que proporcional al ingreso real y más que proporcional a los precios. Esto se da como resultado de una mayor demanda de dinero para transacciones, dado por el alto nivel de consumo en Puerto Rico, en donde la propensión a consumir es mayor a uno (Rodríguez y Luciano, 2001:3), el aumento correspondiente a la riqueza financiera asociado al aumento de precios y a la creación de mayores activos financieros en términos reales en períodos de crecimiento económico.

Contrario a lo establecido por la teoría económica la tasa de interés tiene una relación negativa, aunque menos proporcional sobre la oferta monetaria. La única manera de explicar este fenómeno es considerando que el ahorro financiero se ajusta a las expectativas de la tasa de interés real que tiende a disminuir en períodos inflacionarios como, por ejemplo, el alza estacional de los precios en diciembre no es compensada generalmente por el aumento de la tasa de interés nominal.

La ecuación (7) indica que existe un efecto positivo de la oferta monetaria y la tasa de interés real y un efecto negativo del índice de precios. La cercanía de los valores de la oferta monetaria y del índice de precios así como la contrariedad del signo sugiere la existencia de un efecto positivo sobre el nivel de actividad real, consistente con el modelo de Fisher (1977:192) para ajustes de riqueza en mercados imperfectos. Esto se corrobora al estimar la ecuación (5) imponiendo la restricción de riqueza en mercados imperfectos, ya

que se observa una relación estable a largo plazo entre las variables. (Véase Tabla VIII.)

**Tabla VIII**  
**Pruebas de cointegración de la riqueza financiera real<sup>a</sup>**

Valor propio	$H_0: \text{rango} = p$	$-T \ln(1 - \lambda_{p+1})^b$	95%	$-T \sum \ln(1 - \lambda_{p+1})^c$	95%
0.949	$p = 0$	92.42	11.23	98.51*	21.58
0.159	$p <= 1$	5.4	7.37	6.09	10.35
0.022	$p <= 2$	0.7	2.98	0.7	2.9

a/ Período 1965-1997; b/  $-T \ln(1 - \lambda_{p+1})$  = prueba de la raíz máxima característica;

c/  $-T \sum \ln(1 - \lambda_{p+1})$  = prueba de la traza. No incluye constante ni tendencia.

La relación estable presentada indica que la riqueza financiera tiene un efecto positivo sobre el consumo y los efectos son simétricos con el índice de precios al consumidor. Esto refleja que no existen diferencias entre el comportamiento de los índices de precios en el sector real y aquellos correspondientes al sistema financiero.

La neutralidad del dinero, tanto implícita como explícitamente, ocupa un lugar central en el análisis del papel que juega éste en la economía y es uno de los temas más discutidos y debatidos en la teoría monetaria (Hoover, 1988:66; Harris, 1981:60; Rodríguez, 2001:1). Los resultados obtenidos en la ecuación (7) indican que el ingreso real es bien sensible a los movimientos de la oferta monetaria. Existen varias razones para explicar este fenómeno. Uno de estos es que los salarios nominales no se incrementen en la misma proporción que la expansión en la oferta monetaria, ya que existen imperfecciones en los mercados y por las condiciones particulares que caracterizan la política monetaria en Puerto Rico. Aunque Puerto Rico no puede ejercer una política monetaria independiente, tiene cierta flexibilidad en su política crediticia (Alameda, 2000:333c) por lo que también se puede argumentar que una

expansión crediticia puede tener efectos sobre el nivel de ingreso real. Este resultado de la no neutralidad es consistente con los encontrados por Toledo (1996:23), quien sostiene que tanto el dinero interno como el no esperado afectan la actividad económica del país.

Por su parte, las pruebas de especificación incorrecta del VAR estimado indican la no presencia de autocorrelación, heterocedasticidad y no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los errores. Es decir, que toda la información sistemática disponible está incluida en el modelo.

**Tabla IX**  
**Pruebas de ARCH y normalidad para cada ecuación del sistema**

Ecuación	ARCH(4)	Normalidad: $\chi^2(8)$
$p_t$	7.42	5.226
$m_t$	1.93	3.173
$y_t$	0.045	2.689
$R_t$	4.411	3.062

LM(4):  $\chi^2(16) = 25.737$

#### IV. Conclusiones generales

La evidencia presentada en este trabajo indica que las variables utilizadas para generar el modelo VAR, tienen una relación estable a largo plazo. La prueba de la traza del procedimiento de Johansen permite identificar al menos dos vectores de cointegración. Estos vectores corresponden al número de vectores de cointegración menor al número de variables incluidas en el modelo como consecuencia de una reducción en el rango de la matriz  $\pi$  del procedimiento de Johansen.

Estos vectores pueden asociarse a formas reducidas de un modelo IS-LM, el cual puede analizar correctamente el comportamiento de los datos

analizados para el caso de la economía de Puerto Rico. Las relaciones a largo plazo presentadas imponen ciertas limitaciones importantes a la política económica. Por ejemplo, un nivel alto de actividad económica tendrá efectos a largo plazo sobre el nivel de precios, la actividad crediticia y en las tasas de interés. Siguiendo esta lógica, los movimientos permanentes en algunas de las variables consideradas llevan a ajustes de largo plazo al resto de las variables.

Las pruebas de exogeneidad indican que las relaciones entre éstas pueden ser complejas y si se extrae la tasa de interés del modelo, estas relaciones se pueden simplificar. Sin embargo, dado unos valores tan bajos de los coeficientes alfa, las variables incluidas contienen la información necesaria y la exclusión de alguna de estas hará que se pierda información relevante. El VAR estimado no tiene problemas de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad. Por lo que, no existe información sistemática adicional en los residuales de las ecuaciones del modelo para mejorar éste.

Como se pudo observar en los vectores de cointegración, existe una relación a largo plazo que puede interpretarse como una ecuación cuantitativa del dinero con velocidad constante, salvo en algunos periodos. Además, según la relación observada en la ecuación (5) el nivel de precios es un fenómeno monetario asociado a movimientos de la cantidad de dinero en los Estados Unidos. El segundo vector de cointegración puede indicar, en términos generales, que los agentes posiblemente se ajustan a las expectativas de la inflación y la tasa de interés real en vez de la nominal.

La tercera ecuación del sistema puede interpretarse como una de determinación del producto real en el largo plazo. Según ésta, existe un efecto positivo sobre el nivel de actividad real, consistente con el modelo de Fisher para ajustes de riqueza en mercados imperfectos. La riqueza financiera tiene un efecto positivo sobre el consumo y los efectos son simétricos con el índice de precios al consumidor lo cual refleja que no existen diferencias entre el

comportamiento de los índices de precios en el sector real y aquellos correspondientes al sistema financiero.

La neutralidad del dinero es uno de los temas más discutidos y debatidos en la teoría monetaria y es central en el debate sobre la ejecución de la política monetaria. Según los resultados obtenidos, los movimientos de la producción suelen ser sensibles a los de la oferta monetaria en el largo plazo, aunque la evidencia presentada en este trabajo no es concluyente. La no neutralidad del dinero en el largo plazo puede estar dada porque los salarios nominales no se incrementen en la misma proporción que la expansión en la oferta monetaria ya que estos no están *indexados* a la inflación, dada la existencia de imperfecciones en los mercados y por las condiciones particulares que caracterizan la política monetaria en Puerto Rico. Aunque Puerto Rico no tiene un Banco Central, éste puede ejercer cierto control del dinero a través de la actividad crediticia. De manera que, también se puede argumentar que una expansión crediticia puede tener efectos sobre el nivel de ingreso real.

La economía de Puerto Rico tiene el comportamiento general de un modelo IS-LM, con imperfecciones en los mercados. Ello puede indicar que las variables utilizadas en este trabajo mantienen una relación de equilibrio a largo plazo y pueden utilizarse como eje estratégico para la construcción de cualquier modelo macroeconómico para la economía de Puerto Rico.

1. También se pueden mencionar los problemas existentes, en especial para Puerto Rico, sobre la obtención de datos y la confiabilidad de estos. Pero, por el tipo de investigación, se le dará énfasis a los problemas de tipo econométrico.

2. Anterior al uso de estos modelos, la metodología econométrica se basaba en el método de ecuaciones simultáneas (Charemza y Deadman, 1993:3). La utilización de este tipo de modelos tiene en la econometría una gran tradición pero, a partir de los problemas ocurridos a principios de la década de los setenta, se observa un progresivo desencanto y escepticismo sobre estos modelos.

3. Esta tendencia en varianza que se analiza es la provocada por la existencia de una raíz unitaria en el polinomio autorregresivo y no por la presencia de raíces en el polinomio autorregresivo dentro del círculo unidad. A diferencia de las raíces unitarias éstas no desaparecen al aplicar el operador diferencia (1-L).

4. Este tipo de modelo analiza cómo los desajustes en el corto plazo se ajustan a la dinámica de largo plazo.

5. Se debe utilizar la oferta monetaria de los Estados Unidos en el análisis, ya que como Puerto Rico forma parte del sistema financiero de los Estados Unidos no tiene un Banco Central (Alameda, 2000:333b). Puerto Rico es considerado, en términos monetarios, como una región de los Estados Unidos y no ejerce una política monetaria independiente (aunque tiene cierta flexibilidad en su política crediticia) (Alameda, 2000:333b y 333c). En este caso se puede argumentar que, en la variable de oferta monetaria de los Estados Unidos, existen factores comunes que dirigen o determinan el comportamiento de largo plazo de las demás series analizadas.

6. Cabe mencionar que este modelo incluye, en cada ecuación, a las variables endógenas rezagadas que representan a las variables prede-terminadas, en donde se asume que se incluyen los efectos de las variables tradicionalmente conocidas como variables exógenas en la IS, tales como el gasto público.

7. A excepción de la tasa de interés en la ecuación de precios.

## REFERENCIAS

- Alameda, J.I. (2000). La política monetaria en Puerto Rico. *Economía: Versión especial para Puerto Rico*: Colombia: Mc Graw Hill: 333b-333d.
- Bhargava, A. (1986). On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series. *Review of Economic Studies* (53): 369 - 384.
- Blanchard, O. J. y D. Quah. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review* 79 (4): 655-673.
- Blinder, A. S. (1998). *El Banco Central: teoría y práctica*. Barcelona, España: Antoni Bosh.
- Charemza, W. y D.F. Deadman. (1993). *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autorregression*. Reino Unido: Cambridge University Press.
- Chisti, S.U., M.A. Hassan y S.F. Mahmud. (1992). Macroeconometric Modelling and Pakistan's Economy. A Vector Autorregression Approach. *Journal of Development Economics* 38: 353-370.

- Enders, W. (1995). *Applied Econometrics Time Series*. New York: Wiley.
- Engel, R.F. y C.W.J. Granger. (1987). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometría* (55): 251-276.
- Fisher, S. (1977). Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economics* 85: 191-206.
- Galí, J. (1992). How Well does IS-LM Fit the Postwar U.S. Data? *Quarterly Journal of Economics*: 709-738.
- Galindo, L.M. (1997). El concepto de exogeneidad en la econometría moderna. *Investigación económica* (220): 97-111.
- Galindo, L.M. e I. Perrotini. (1996). La demanda de dinero en México, 1980-1994. *Monetaria*: 347-361.
- Galindo, L.M. y Cardero, M.E. (1998). Modelo de vectores autorregresivos con cointegración para la economía mexicana: 1980-1996. *Economía Mexicana* 6 (2): 223-246.
- Gregory, A.W. y J. Raynauld. (1985). An Econometric Model of Canadian Monetary Policy over the 1970's. *Journal of Money, Credit and Banking* 17 (1): [s.p.]
- Harris, L. (1981). *Teoría Monetaria*. México, D.F.: Fondo de Cultura Económica.
- Hoover, K.D. (1988). *The New Classical Macroeconomics*. Cambridge, USA: Blackwell.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control* (12): 231-254.
- Johansen, S. y K. Juselius. (1994). Identification of the Long-run and the Short-run Structure: An Application to the IS-LM Model. *Journal of Econometrics* 63: 7-36.
- Lombra, R. E y H. M. Kaufman. (1992). Modeling Central Bank Behaviour: What We Have Learned? *Journal of Policy Modeling* 14 (2): 227-248.
- Maddala, G.S. (1996). *Introducción a la Econometría*. México: Prentice Hall.
- Mc Millin, W.D. (1998). Money Growth Volatility and the Macroeconomy. *Journal of Money, Credit and Banking* 20 (3): 319-995.
- Nelson, C. y C. Plosser. (1982). Trends in Random Walks in Macroeconomics Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics* 10: 130-162.
- Novalés, A. (1993). *Econometría*. España: McGraw-Hill.
- Rodríguez, C. (2001). *La hipótesis de la neutralidad del dinero en México: un análisis de series de tiempo para el periodo, 1980-1994*. FE-UNAM: Tesis de doctorado en Economía.
- Rodríguez, C. e I. Luciano. (2001) La propensión marginal al consumo en Puerto Rico (1954-1995): un análisis de cointegración. *Carta de políticas públicas* (16): 3.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48 (1): 1-49.
- \_\_\_\_\_. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* [s.v., s.no.]: 3-16.
- \_\_\_\_\_. (1987). Comment. *Journal of Business and Economics Statistics* 5: 443-449.
- Spencer, D.E. (1989). Does Money Matter? The Robustness of Evidence from Vector Autorregression. *Journal of Money, Credit and Banking* 21 (1): 442-445.
- 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* 78: 1-2