

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

Carlos A. Rodríguez Ramos*

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.¹

Estos problemas desde el punto de vista econométrico se empezaron a resolver mediante el uso de modelos uniecuacionales.² Luego, a principio de la década de los ochentas, se introdujo el uso de modelos de vectores autorregresivos (VAR), los cuales pretendían no imponer restricciones, a priori, a los datos (Sims, 1980; Rodríguez, 2001).

Más tarde Nelson y Plosser (1982) 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 éstos, frecuentemente, función del tiempo (Rodríguez, 2001). 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 la 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.³ Este tipo de tendencia se conoce como estocástica.

*. Profesor en Departamento de Economía de la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras.

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). 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 setentas, se observa un progresivo desencanto y escepticismo sobre estos modelos.

3. Esta tendencia en varianza que se analiza es la que es 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).

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 conducir 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 de en el largo plazo (Novales, 1997; Bhargava, 1996; Rodríguez, 2001). Este punto fue en el que se basó Granger (1981) para demostrar el concepto de cointegración y su equivalencia con el modelo de corrección de errores.⁴

El análisis de cointegración es esencial cuando se tiene una combinación de variables que presenten 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). 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; Novales, 1997; Maddala, 1996; Johnston y DiNardio, 1997). Si la especificación de la existencia de este fenómeno sea 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; Maddala, 1996; Maddala y Kim, 1998; Enders, 1995). 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 (Rodríguez, 2001). 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).

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

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

avance importante en el uso de modelos uniecuacionales y permite resolver el problema de sesgo en ecuaciones simultáneas o de Haavelmo (Charemza y Deadman, 1993; Rodríguez, 2001).

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.

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),⁵ el ingreso real (y_t), y la tasa de interés preferencial (R_t). Esta selección de variables sugieren una interpretación del modelo como una forma reducida de un modelo IS-LM (Gregory y Raynauld, 1985; Galí, 1992) y corresponde también a las variables del modelo VAR creadas por Sims (1980), Spencer (1989) y Litterman y Weiss (1985). La ventaja de estos modelos se basa en su capacidad para capturar las regularidades empíricas más relevantes de una economía (Blanchard, 1990; Blinder, 1998) 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; Spencer, 1989; Mcmillin, 1988) 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 (Hendry, 1995 y 1997). Para reducir este problema, se utilizará un VAR que cumpla con las condiciones de ortogonalidad

5. Se debe utilizar la oferta de 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). Puerto Rico es considerado como una región de los Estados Unidos y no ejerce una política monetaria independiente (aunque tiene cierta flexibilidad en su política crediticia) (Alameda, 2000). 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.

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):

$$(1) \quad p_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 m_t + \alpha_3 R_t + \varepsilon_{1t}$$

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

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

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

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. 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 β_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 podrá 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 (Friedman y Kuttner, 1992).

La tercera ecuación la cual 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 (Litterman y Weiss, 1985; Galí, 1992).⁶ 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 φ_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

6. Cabe mencionar que este modelo incluye, en cada ecuación, a las variables endógenas rezagadas que representan a las variables predeterminadas, 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.

endogeneidad del dinero. Pero, 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 stocks”, la existencia de información incompleta o costos de ajuste (Johansen y Juselius, 1994; Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992).

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). Aunque hay que señalar que, actualmente, existen trabajos como el de Blanchard y Quah (1989) 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 curvas 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 (Ericsson e Iron, 1994).

Evidencia empírica

La base de datos son series anuales de 1964 a 1997. El Cuadro I presenta las pruebas ADF y PP para contrastar la existencia de raíces unitarias en el polinomio autorregresivo de las variables. Según este Cuadro, las pruebas de raíces unitarias indican que la oferta monetaria $M1$ (m_t), el índice nacional de precios al consumidor (i_t), 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 $I(0)$.

Cuadro I
Orden de integración de las series mediante la prueba Dickey-Fuller
aumentada(ADF)^a y Phillips-Perron (PP)^b
(1980-1994)

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

a)\ Prueba hecha en RATS con el programa DFUNIT.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, 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 (Novales, 1997; Bhargava, 1996; Galindo, 1997; Rodríguez, 2001). 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).

En el Cuadro II se presenta la prueba de la traza del procedimiento de Johansen (1988), para el periodo de estudio. Según esta, existen dos vectores de cointegración (Johansen, 1988; Galindo, 1997). 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 (Wickens, 1993).

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).

Cuadro II
Pruebas de cointegración para p_t , m_t , y_t , r_t ^a

Valor propio	H_0 : 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 <= 1	31.74	11.23	37.60*	21.58
0,157	p <= 2	5.49	7.37	6.26	10.35
0,023	p <= 3	0.77	2.98	0.77	2.98

a/ Pérido 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

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 obtiene:

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

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

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

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

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.⁸ 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 (Hendry, 1995 y 1997). La relación de equilibrio funciona como un conjunto atractor el cual se mueve de manera compacta a través del tiempo. De esta manera, estas relaciones de equilibrio expresan los mecanismos y las magnitudes de ajuste de los agentes económicos a medida en que estos fuerzan a las diferentes variables a regresar al equilibrio ante la presencia de cualquier desequilibrio (Johansen, 1988). Los coeficientes de estos vectores de cointegración expresan las relaciones que utilizan los agentes

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

económicos para mantener las variables consideradas en la trayectoria del equilibrio, por lo que, estos se pueden interpretar como mecanismos de corrección de errores.

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

r	gl	χ^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.⁹ Esto no obstante que los valores de las alfas para los vectores de cointegración, sintetizados en el Cuadro 5, son muy cercanos a cero y es en la tasa de interés donde se concentran los valores altos de estos. Esto es indicador de 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. Inclusive, 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. Pero, dado el valor tan bajo de los coeficientes alfas, 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 (Ericsson e Irons, 1994). 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 (Ericsson e Irons, 1994).

Cuadro IV**Prueba de máxima verosimilitud para exogeneidad débil**

r	gl	χ^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

9. A excepción de la tasa de interés

Cuadro V
Coefficientes alfa del procedimiento de Johansen

Δp_t	-0.052	-0.012	0.005	0.002
Δm_t	-0.062	0.004	-0.012	0.001
Δy_t	-0.029	0.014	0.003	-0.001
ΔR_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 rechaza 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), 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 tienden 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) 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.

Cuadro VI
Pruebas de cointegración de la riqueza financiera real ^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%
0,949	$p = 0$	92.42	11.23	98.51*	21.58
0.159	$p \leq 1$	5.4	7.37	6.09	10.35
0.022	$p \leq 2$	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 este en la economía y es uno de los temas más discutidos y debatidos en la teoría monetaria (Hoover, 1988; Harris, 1981; Rodríguez, 2001). 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) 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) el cual, utilizando la metodología de Barro, para el caso de Puerto Rico, sostiene que, tanto el dinero interno como el no esperado afectan la actividad económica del país.

Por su parte, las pruebas de especificación incorrecta (Spanos, 1986) 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 (Spanos, A.; Andreou, E. y Syrichas, G., 1997)).

Cuadro VII
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

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

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 π del procedimiento de Johansen (1995).

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 estas 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 este.

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 esta, existe un efecto positivo sobre el nivel de actividad real, consistente con el modelo de Fisher (1977) 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. A pesar que Puerto Rico no tiene un Banco Central, este puede ejercer cierto control del dinero a través de la actividad crediticia. Por lo que, también se puede argumentar que una expansión crediticia puede tener efectos sobre el nivel de ingreso real.

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

Bibliografía

- Alameda, J.I. (2000). "La política monetaria en Puerto Rico." Economía: Versión especial para Puerto Rico. Autores: Mc Connel, C. y Brue S. Décimo cuarta edición: Mc Graw Hill.
- Bhargara, A. (1986). "On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series." Review of Economic Studies, núm. 53.
- Blanchard, O. J. (1990). "Why Does Money Affect Output?" Handbook of Monetary Economy.
- Blanchard, O. J. y Quah, D. (1989). "The Dynamics Effects of Agregate Demand and Supply Disturbances." American Economic Review, vol. 79, núm 4.
- Blinder, A. S. (1998). El Banco Central: teoría y práctica. Primera edición. Antoni Bosh. Barcelona, España.
- Charemza, W. y Deadman, D.F. (1993). "New Directions in Econometric Practice." General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autorregresion, editor Edward Elgar. Publicación limitada, University Press, Cambridge.
- Chisti, S.U., Hassan, M.A. y Mahmud, S.F. (1992). "Macroeconometric Modelling and Pakistan's Economy. A Vector Autorregression Aproach." Journal of Development Economics, vol. 38.
- Cuthbertson, K.; Hall, S.G. y Taylor, M.P. (1992). "Applied Econometric Thecniques."
- Enders, W. (1995). Applied Econometrics Time Series. New York, Wiley.
- Engel, R.F. y Granger, C.W.J. (1987). "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing." Econométrica, núm. 55.
- Ericsson, N.R. y Irons, J.S. (1994). "Testing Exogeneity." Oxford University Press.
- Fischer, S. (1977a). "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule." Journal of Political Economics, vol. 85.
- _____. (1977b). "Wage Indexation and Macroeconomic Stability." Stabilization of the Domestic and International Economy. Carnegie Rochester Conference, vol.5.

- Friedman, B.M. y Kuttner, K.N. (1992). "A Price Target for U.S. Monetary Policy? Lessons from the Experience with Money Growth Targets." Documento de trabajo del Banco de la Reserva Federal de Chicago.
- Galí, J. (1992). "How Well does IS-LM Fit the Postwar U.S. Data?" Quarterly Journal of Economics.
- Galindo, L.M. y Perrotini, I. (1996). "La demanda de dinero en México, 1980-1994." Monetaria.
- Galindo, L.M. (1996). "El modelo P* como indicador de la política monetaria con alta inflación." El trimestre económico.
- _____.(1997). "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna." Investigación económica.
- _____.(1992). "Diversas aportaciones poskeynesianas sobre la endogeneidad de la política monetaria." Hacienda Pública Española.
- _____.(1997). "El índice de condiciones monetarias." Comercio exterior.
- _____. (1995). "La hipótesis de expectativas racionales en el mercado de CETES en México: 1990-1995." Estudios económicos, vol.10, núm.1.
- Granger, C.W.J. (1986). "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification." Journal of Econometrics, vol. 16.
- Gregory, A.W. y Raynauld, J. (1985). "An Econometric Model of Canadian Monetary Policy over the 1970's." Journal of Money, Credit and Banking, vol.17, núm. 1.
- 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.
- _____. (1995). Dynamic Econometric. Oxford University Press.
- Hoover, K.D. (1988). The New Classical Macroeconomics. Blackwell, Cambridge, USA.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." Journal of Economic Dynamic and Control, núm. 12.

- Johansen, S. y Juselius, K. (1994). "Identification of the Long-run and the Short-run Structure: An Application to the IS-LM Model." Journal of Econometrics, vol. 63.
- _____. (1988). "Testing Structural Hypotesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK." Journal of Econometrics, vol. 53.
- _____. (1992). "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in the U.K. Money Demand Data." Journal of Policy Modeling, vol. 14, núm. 3.
- _____. (1988). "Statistical Analisis of Cointegrating Vectors." Journal of Economics Dynamic and Control, vol. 12.
- _____. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autorregresive Models. Oxford University Press.
- Johnston, J. y DiNardio, J. (1997). Econometric Methods. Cuarta Edición. McGraw - Hill.
- Literman, R.B. y Weiss, L. (1985). "Money Real Interest Rates and Output: a Reinterpretation of Postwar Data." Econometrica, vol. 53, núm. 1.
- Lombra, R. E y Kaufman, H. M. (1992). "Modeling Central Bank Behaviour: What we Have Learned?" Journal of Policy Modeling, vol. 14, núm. 2.
- Maddala, G.S. (1996). Introducción a la Econometría. Segunda Edición. Prentice Hall.
- Maddala, G.S. y Kim, I.M. (1998). Unit Roots, Cointegration and Structural Change. Primera Edición. Cambridge University Press.
- Mc Millin, W.D. (1998). "Money Growth Volatility and the Macroeconomy." Journal of Money, Credit and Banking, vol. 20, núm. 3.
- Nelson, C. y Plosser, C. (1982). "Trends in Random Walks in Macroeconomics Time Series." Journal of Monetary Economics, vol. 10.
- Novales, A. (1993). Econometría. Segunda edición. 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. Tesis de doctorado en economía, FE-UNAM.
- 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.

- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality." Econometrica, vol. 48, núm. 1.
- _____. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review.
- _____. (1987). "Comment." Journal of Business and Economics Statistics, vol. 5.
- Spanos, A. (1986). Statistical Foundations of Econometric Modeling. Cambridge University Press.
- Spanos, A.; Andreou, E. y Syrichas, G. (1997). A VAR Model for the Monetary Sector of the Cyprus Economy, vol. I. Universidad de Chipre y el Banco Central de Chipre.
- Spencer, D.E. (1989). "Does Money Matter? The Robustness of Evidence from Vector Autorregresion." Journal of Money, Credit and Banking, vol. 21, núm. 1.
- 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.