



Ciencia y Sociedad

ISSN: 0378-7680

dpc@mail.intec.edu.do

Instituto Tecnológico de Santo Domingo

República Dominicana

Sánchez Fung, José

¿Es el efecto liquidez válido para el caso de la República Dominicana?

Ciencia y Sociedad, vol. XXV, núm. 2, abril-junio, 2000, pp. 230-243

Instituto Tecnológico de Santo Domingo

Santo Domingo, República Dominicana

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=87011269006>

- ▶ 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

CIENCIA Y SOCIEDAD
Volumen XXV, Número 2
Abril - Junio 2000

**¿ES EL EFECTO LIQUIDEZ VÁLIDO PARA EL CASO DE
LA REPÚBLICA DOMINICANA?**

José Sánchez Fung *

RESUMEN

El objetivo del presente artículo es investigar el efecto liquidez para el caso particular de la economía dominicana. A partir de las estimaciones de vectores autoregresivos y de un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos puede concluirse que existe un efecto liquidez en la mencionada economía. Sin embargo, dicho efecto aparece ser de muy pequeña magnitud en relación al nivel de la tasa de interés analizada, por lo cual el mismo podría muy probablemente no ser captado por el económico promedio.

PALABRAS CLAVES:

Efecto liquidez, República Dominicana

I. INTRODUCCIÓN

Es común escuchar a las autoridades monetarias (Banco Central) anunciar que tomarán medidas con la finalidad de restringir (expandir) la cantidad de dinero en circulación y de esta manera lograr que aumenten (disminuyan) las tasas de interés del mercado. El objetivo de dichas autoridades en un momento determinado del tiempo puede ser, p. ej., evitar la devaluación de la moneda o facilitar el acceso al crédito por parte del sector privado mediante una reducción en el costo del mismo.

⁽¹⁾ Área de Negocios - INTEC.
Departamento de Economía, Universidad de Kent, Inglaterra.

Detrás de este tipo de acciones se encuentra uno de los conceptos más controversiales en macroeconomía: *el efecto liquidez* (Cagan y Gandolfi, 1968; Friedman, 1968; Cagan, 1972). Numerosos estudios han analizado empíricamente dicho efecto a nivel internacional (por ejemplo Gibson, 1968; Mishkin, 1983; Melvin, 1983; Reichenstein, 1987; Cochrane, 1989; Bernanke y Blinder, 1992; Gali, 1992; Leeper y Gordon, 1992; Pagan y Robertson, 1995; Strongin, 1995; Hamilton, 1997; Bernanke y Mihov, 1998). La evidencia presentada por los citados (y otros) estudios es mixta, encontrando algunos resultados a favor y otros en contra de la existencia del efecto liquidez.

Concretamente, el efecto liquidez estipula que, en el corto plazo, una expansión de la cantidad de dinero en circulación generará una reducción en las tasas reales de interés, y viceversa. Dicho efecto, no obstante, puede ser dominado por el efecto inflación. Es decir, las tasas de interés podrían aumentar, en vez de disminuir, como consecuencia de una expansión de la cantidad de dinero en circulación. El efecto inflación es generalmente relacionado con expansiones *anticipadas* de la cantidad de dinero. Por el contrario, las expansiones *no anticipadas* son relacionadas al efecto liquidez. Este último mecanismo se encuentra fuertemente relacionado con la literatura propuesta por la *Nueva Economía Clásica* (por ejemplo Lucas, 1990).

La determinación de la existencia de un efecto liquidez para el caso de una economía en particular es, obviamente, una cuestión empírica. El principal objetivo del presente trabajo es investigar el efecto liquidez para el caso de la República Dominicana. Los resultados de dicho análisis podrían ser de interés para las autoridades monetarias y los estudiosos de la economía dominicana en general.

El resto de la investigación está organizado de la siguiente manera. La sección 2 describe las técnicas econométricas a ser implementadas en el análisis. En la sección 3 son llevadas a cabo las estimaciones empíricas. La sección 4 concluye la investigación.

II. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Enfoque tradicional

El enfoque tradicional para el análisis econométrico del efecto liquidez ha considerado una ecuación de rezagos distribuidos del tipo

$$r_t = \alpha + \phi(L)\Delta m_t + \varepsilon_t$$

donde,

$$\phi(L) = \sum_{i=0}^n \phi_i L^i$$

siendo r el nivel de la tasa de interés nominal, Δm el crecimiento del agregado monetario y L el operador de rezagos, definido de manera tal que $L^i x_t = x_{t-i}$. Las estimaciones empíricas de la ecuación (1) son, en la actualidad, generalmente llevadas a cabo mediante técnicas modernas de series de tiempo, como lo son, por ejemplo, los mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés, Stock y Watson, 1993), los vectores autoregresivos (VARs) y los múltiples análisis derivados de los mismos.

La estimación de (1) debe arrojar una correlación negativa en el corto y positiva en el largo plazo, entre el crecimiento del dinero y la tasa de interés. Además, la mencionada correlación debe ser de mayor magnitud para el caso de la relación entre la variaciones no-anticipadas en el crecimiento del dinero y la tasa de interés, y menor entre las variaciones anticipadas en el crecimiento del dinero y la tasa de interés, lo cual reflejará el impacto del efecto inflación.

Vectores autoregresivos (VARs)

Para obtener información acerca del comportamiento de las variables bajo análisis como un conjunto es conveniente tratar cada una de éstas simétricamente. Esta metodología es implementada con regularidad en análisis de sistemas macroeconómicos, dadas las críticas que existen sobre las estimaciones basadas en ecuaciones simultáneas (Sims, 1980).

En el caso de dos variables (x e y), la aplicación de la técnica de vectores autoregresivos (VARs) implicaría el permitir que la trayectoria de y_t sea afectada por realizaciones actuales y pasadas de la serie x_t y viceversa.

Esto puede ser escrito como

$$\begin{aligned}y_t &= b_{10} - b_{12}x_t + \theta_{11}y_{t-1} + \theta_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\x_t &= b_{20} - b_{21}y_t + \theta_{21}y_{t-1} + \theta_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt}\end{aligned}$$

Se asume que en las ecuaciones (3^a) y (3^b) tanto y_t como x_t son estacionarios; y que ε_{yt} y ε_{xt} son residuos ruido blanco, no correlacionados, con desviaciones estándares σ_y y σ_x , respectivamente.

Modelo ADL

El modelo general de rezagos autoregresivos distribuidos (ADL, por sus iniciales en inglés) ha sido extensamente usado, tanto directamente como en sus diversos casos especiales. El modelo, por ejemplo, ADL (1,1), puede ser definido como

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

donde $\varepsilon_t \sim \text{IN}[0, \sigma_\varepsilon^2]$. La ecuación (4) posee un componente autoregresivo y_{t-1} , y un rezago móvil observable z_t and z_{t-1} , es decir, un rezago distribuido. El modelo ADL (1,1) puede ser generalizado a un ADL(n, s) con rezagos máximos de n y s sobre y_{t-1} y z_p o ha un ADL (n, s, p, \dots, t) para variables adicionales con rezagos de p, \dots, t . El error ε_t en (4) es una innovación (o noticia) en contra de la información disponible dentro del modelo.

III. ESTIMACIONES

Datos

Dadas la obvias ventajas metodológicas de las mismas, el presente estudio se enfocará en la aplicación de la técnica de VARs y el modelo ADL. Los datos a ser utilizados son el M1 nominal, en millones de pesos dominicanos, y la tasa de interés (promedio de los bancos comerciales) nominal (activa) de 1-90 días, expresa da en puntos porcentuales anuales. La fuente de ambas series es el Banco Central de la República Dominicana y las mismas abarcan el período comprendido entre Agosto del 1991 (1991.08) y marzo del 1999 (1999.03).¹ las variables serán denotadas por m y R , respectivamente, indicando la letra minúscula, en el caso del M1, el logaritmo de la misma.

Nótese que la tasa de interés considerada es una de corto plazo, ya que, como había sido mencionado anteriormente, en el largo plazo el efecto liquidez muy probablemente estará dominado por el efecto inflación. Además, el lector debe percatarse de que el estudio no realizará distinción entre las variaciones anticipadas y no anticipadas en la cantidad de dinero.

¹ La elección de la muestra está limitada por la disponibilidad de los datos de la tasa de interés, la cual, además, fue al inicio de la presente década.

Dada la muy conocida importancia de la estacionariedad o no de las series bajo análisis para la validez de las estimaciones econométricas basadas en mínimo cuadrados ordinarios (MCOs), el orden de integración de las mismas debe ser determinado. Para tales fines será aplicada la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF por sus siglas en inglés, Dickey y Fuller, 1981).

La prueba ADF está basada en una regresión de la forma

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

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

Los resultados de aplicar la prueba ADF (ecuación (5)), sin incluir tendencia temporal, a Δm y R son (-5.66), significativo al 99%, y (-2.91), significativo al 95%, respectivamente. Es decir, las variables Δm y R son integradas de orden cero ($I(0)$), por lo tanto puede procederse al análisis econométrico de las mismas sin temor a obtener resultados de regresiones espúreas. Las Figuras 1 y 2 pueden ser inspeccionadas con fines de constatar la estacionariedad de las variables Δm y R , respectivamente.

VARs

El análisis de VARs fue iniciado con rezagos de doce períodos, es decir, un año. Dichos rezagos fueron reducidos sistemáticamente a nueve, seis, tres y uno. Los criterios de información de Akaike y Schawarz estimados para cada uno de los modelos fueron empleados para seleccionar la longitud óptima de los rezagos. Los valores de las mencionadas pruebas son mostrados en la Tabla 1.

Figura 1
Tasa (activa) de interés nominal 1-90 días
Puntos porcentuales

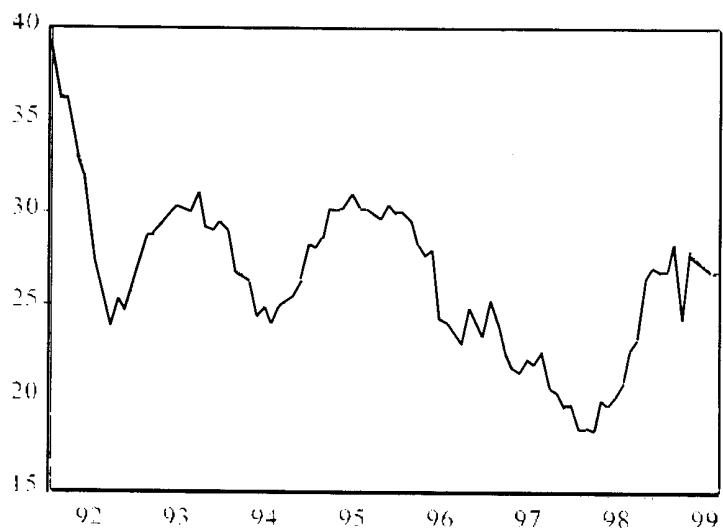


Figura 2
Primera diferencia del logaritmo de M1

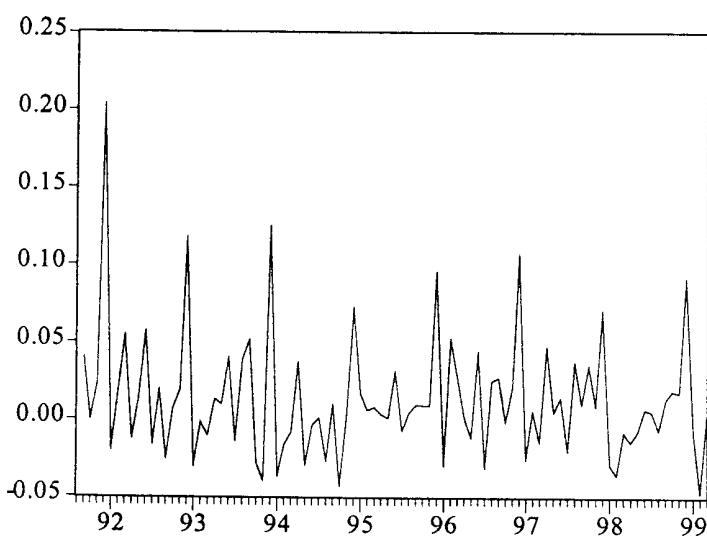


Tabla 1
Criterios de información para la selección del rezago óptimo de los VARs

Rezagos	Akaike	Schwarz
12	80.41	81.91
9	58.23	59.34
6	54.36	55.10
3	30.24	30.63
1	20.79	20.95

La regla utilizada en la selección de modelos es elegir aquellos con los criterios de información más pequeños. Para el presente caso, el modelo con rezago de un período es el más adecuado de acuerdo a los criterios empleados. Los resultados de la estimación del VAR con un rezago pueden ser escritos como

$$R_t = 2.22[2.49] + 0.91R_{t-1}[27.22] - 4.39\Delta m_{t-1}[-1.34]$$

$$\Delta m_t = -0.02[-0.79] + 0.001R_{t-1}[1.35] - 0.22\Delta m_{t-1}[-2.08]$$

donde los valores entre corchetes son estadísticos t . El coeficiente de mayor interés es el que acompaña a la variable Δm en la ecuación (6a). El mismo posee el signo esperado, negativo, y una magnitud razonable. Por cada 1% que aumente la cantidad de M1 en la economía dominicana la tasa de interés activa de 1-90 días cargada por los bancos comerciales disminuirá en 4.39 puntos porcentuales, aproximadamente.

Sin embargo, nótese que dicha variable es significativa sólo marginalmente. Además, las pruebas de diagnóstico aplicadas al sistema compuesto por (6a) y (6b) señalan la existencia de autocorrelación (AR 1-6 $F(24,148) = 1.9618[0.0080]$) y de no normalidad (NORM $\chi^2(2) = 43.811 [0.0000]$) en los residuos.

No obstante las fallas marginales del sistema analizado anteriormente, se procedió a la estimación de las funciones de respuesta impulsiva del mismo, con la finalidad de estimar el impacto sobre las innovaciones (residuos) del sistema de un choque de una desviación estándar sobre los valores presentes y futuros de las variables endógenas.

Los resultados de dicho análisis son presentados gráficamente a través de la Figura 3. Las bandas de los errores de la respuestas impulsivas fueron estimadas por el método Monte Carlo a partir de 10,000 repeticiones. El panel (b) de la Figura 3 refleja claramente la existencia de un efecto liquidez de larga vida. Dicho efecto, sin embargo, es de muy pequeña magnitud en relación al nivel de la de interés analizada, cuya media durante el período bajo estudio fue de 26.46%.

ADL (1,1)

Como evidencia adicional a la presentada por la estimación del sistema (6) la investigación analiza un modelo ADL (1,1). El orden de los rezagos de dicho modelo es aquel determinado por los criterios de información de Akaike y Sxhwarz aplicados anteriormente. El resultado de aplicar una ecuación como (4) a la relación que nos ocupa es

$$R_t = 2.06[2.36] + 0.92R_{t-1}[27.80] - 7.09\Delta m_t[-2.15] - 5.92\Delta m_{t-1}[-1.80]$$

$$R^2 = 0.90 \quad F(3, 86) = 258.99[0.00]$$

$$AR\ 1-2\ F(6,80) = 1.6069[0.1560]$$

$$ARCH\ 6\ F(6,74) = 1.9565[0.0828]$$

$$Xi^2\ HET\ F(6,79) = 0.3536\ [0.9058]$$

$$Xi^*Xj\ HET\ F(9,76) = 0.4822[0.8823]$$

$$RAMSEY\ RESET\ F(1,85) = 0.5045[0.4794]$$

Figura 3
Respuestas ante innovaciones de una desviación estándar \pm E.E.S
Sistema de VARs (6)

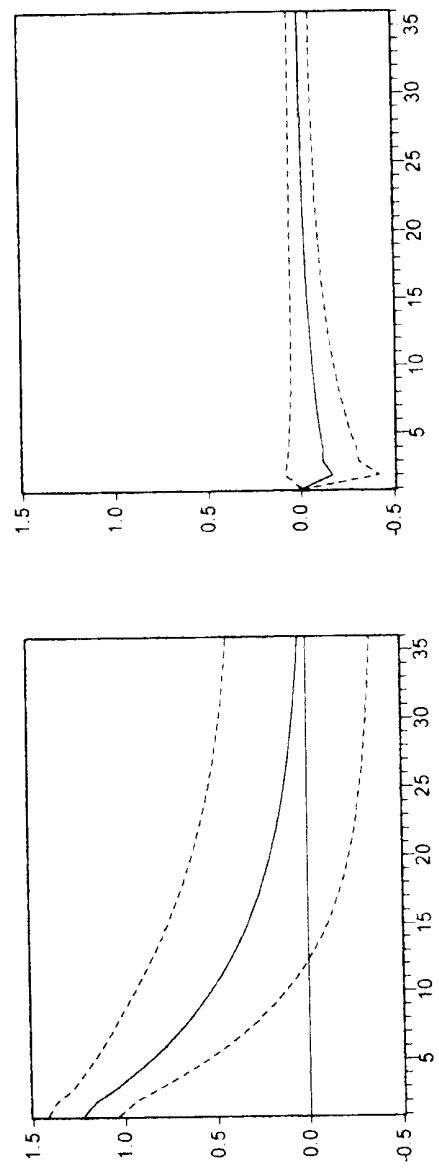
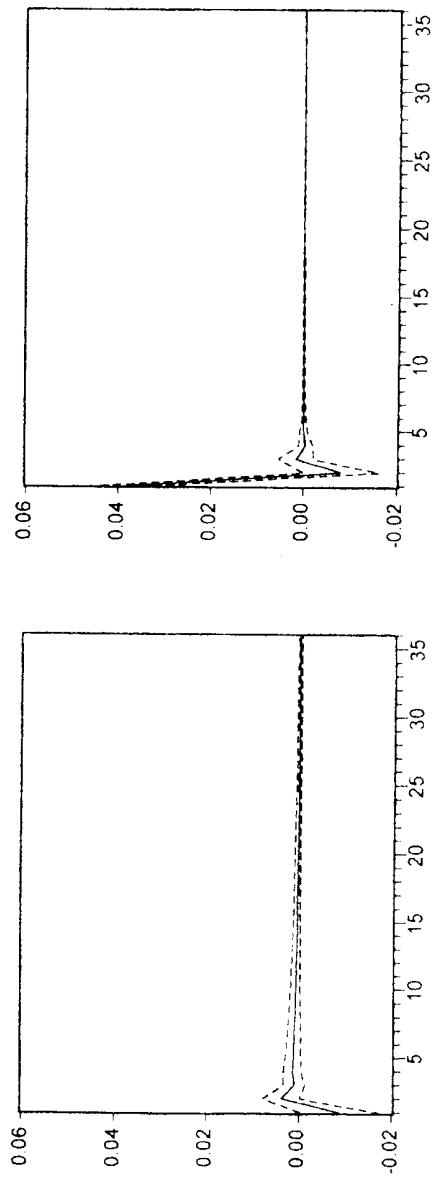
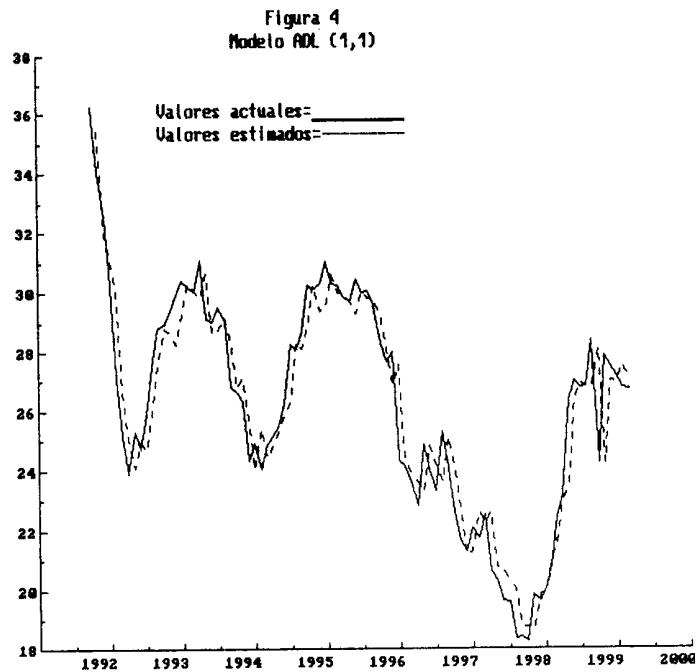


Figura 3
Respuestas ante innovaciones de una desviación estándar \pm E.E.S
Sistema de VARs (6)



El modelo (7) cumple satisfactoriamente con las pruebas de correlación serial (AR), de heterocedasticidad condicional autoregresiva (ARCH), de heterocedasticidad (HET) y de normalidad de Ramsey (RESET). Además, el mismo explica, aproximadamente, un 90% de las variaciones en R. El ajuste del modelo puede ser inspeccionado a través de la Figura 4.



Todos los coeficientes de la ecuación (7) son significativos al menos al 95% de probabilidad, con la excepción del coeficiente de $\ddot{A}mt$ -1 que lo es al 90%. La tasa de interés sigue prácticamente un proceso autoregresivo de orden uno AR(1). La presencia de un efecto liquidez es captada a través del coeficiente de la variación contemporánea y rezagada de la cantidad de dinero. Con un 95% de probabilidad puede esperarse que, en promedio, un aumento de 1% en la cantidad de M1 reduzca contemporáneamente la tasa de interés nominal de 1-90 días en 7.09 puntos porcentuales.

CONCLUSIÓN

La respuesta a la pregunta planteada por el título del presente artículo es positiva, aunque de carácter conservador. Las estimaciones de vectores autoregresivos (VARs) y de un modelo autoregresivo de rezagos distribuidos (ADL) señalan la existencia de un efecto liquidez en la economía dominicana durante la década de los noventa. Sin embargo, dicho efecto aparenta ser de muy pequeña magnitud en relación al nivel de la tasa de interés analizada, es decir, la tasa nominal activa de 1-90 días cargada por los bancos comerciales. El efecto liquidez encontrado podría, por lo tanto, muy probablemente no ser captado por el agente económico promedio.

REFERENCIAS

- Bernanke, Ben S. y Alan S. Blinder (1992). "The federal funds rate and the channels of monetary transmission", *American Economic Review*, **82**, 901-921.
- Bernanke, Beb S. y Ilian Mihov (1998). *The liquidity effect and long-run neutrality*, trabajo de discusión del NBEK número 6608, junio, Cambridge, MA.
- Cagan, Philip y Artrhur Gandolfi (1968). "The lag in monetary policy as implied by the time pattern of monetary effects on interest rates", *American Economic Review Papers and Proceedings*, **59**, 277-284.
- Cagan, Philip (1972). *The channels of monetary effects on interest rates*, NBER, Nueva York.
- Cochrane, John (1989). "The return of the liquidity effect: a study of the short-run relation between money growth and interest rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, **7**, 75-83.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981). "The likelihood ratio statisrics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, **49**, 1057-72.
- Friedman, Milton (1968). "The role of monetary policy", *American Economic Review*, **58**, 1-17.
- Gali, Jordi (1992). "How well does the IS-LM model fit postwar US data?" *Quarterly Journal of Economics*, **107**, 709-738.

- Gibson, W.E. (1968). "The lag in the effect of monetary policy on income and interest rates", *Quarterly Journal of Economics*, **85**, 288-300.
- Hamilton, James D. (1997). "Measuring the liquidity effects", *American Economic Review*, **87**, 80-97.
- Lucas, Robert E., Jr. (1990). "Liquidity and interest rates", *Journal of Economic Theory*, **50**, 237-264.
- Leeper, Eric M. y David B. Gordon (1992). "In search of the liquidity effects", *Journal of Monetary Economics*, **29**, 341-369.
- Melvin, M. (1983). "The vanishing liquidity effect of money on interest: analysis and implications for policy", *Economic Enquiry*, **21**, 188-202.
- Mishkin, F. (1983). *A rational expectations approach to macroeconomics: testing policy ineffectiveness and efficient market models*, imprenta de la Universidad de Chicago, Chicago.
- Pagan, A. y J. Robertson (1995). "Resolving the liquidity effect", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **77**, 33-54.
- Reichenstein, W. (1987). "The impact of money on short-term interest rates", *Economic Enquiry*, **25**, 67-82.
- Stock, James y Mark Watson (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica*, **61**, 783-820.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, **48**, 1-48.
- Strongin, S. (1995). "The identification of monetary policy disturbances: explaining the liquidity puzzle", *Journal of Monetary Economics*, **35**, 463-497.