

**Colección
Banca Central y Sociedad**



BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

La relación de largo plazo entre la base monetaria y el nivel de precios en Venezuela: 1950-2002

Víctor Olivo

**Serie Documentos de Trabajo
Gerencia de Investigaciones Económicas**

Versión Julio 2004

57

Las ideas y opiniones contenidas en el presente Documento de Trabajo son de la exclusiva responsabilidad de sus autores y se corresponden con un contexto de libertad de opinión en el cual resulta más productiva la discusión de los temas abordados en la serie.

Resumen

Este trabajo utiliza técnicas de series de tiempo que incorporan la posibilidad de cambios estructurales para evaluar la relación de largo plazo entre la base monetaria y el nivel de precios en Venezuela. Con datos anuales para el período 1950 – 2002 se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre la base monetaria y el nivel de precios con un cambio estructural que se ubica en 1979. Adicionalmente, se encuentra evidencia que indica que el logaritmo de la velocidad de circulación de la base monetaria es una variable estacionaria si se toma en cuenta un cambio estructural que se ubica en 1974. Finalmente, utilizando un VAR simple con las variables relevantes se detecta una relación de causalidad bidireccional entre la base monetaria y el nivel de precios.

The Long-run Relationship between the Monetary Base and the Price Level in Venezuela: 1950 – 2002.

This paper relies on time series techniques that incorporate the possibility of structural breaks to evaluate the long-run relationship between the monetary base and the price level in Venezuela. Using annual data for the 1950 – 2002 period, evidence is found in favor of the hypothesis that the monetary base and the price level cointegrate with a structural break in 1974. The paper also reports evidence that the logarithm of the velocity of circulation of the monetary base is a stationary variable if a structural break in 1974 is taken into account. Finally, a simple VAR detects a bi-directional causality relationship between the monetary base and the price level.

Introducción

En Olivo (1998) se explora si existe una relación de largo plazo entre el dinero y el PIB nominal, y el dinero y el nivel de precios en Venezuela. Las definiciones de dinero utilizadas en ese trabajo son las correspondientes a M1 y M2, que son las más comúnmente discutidas en trabajos similares para países desarrollados. Olivo (1998) aplica técnicas econométricas de series de tiempo a datos anuales de la economía venezolana para el período 1950 – 1996. Un aspecto importante del análisis es el uso intensivo de tests de raíces unitarias y de cointegración que incorporan cambios estructurales. Ciertas características de la economía venezolana sugieren que la inclusión de cambios estructurales puede ser importante para un análisis más robusto de los datos: i) la fuerte dependencia de la economía de las exportaciones petroleras implica que los *shocks* petroleros pueden afectar significativamente a las variables macroeconómicas; ii) cambios radicales en la política económica y la inestabilidad política pueden influir severamente sobre el comportamiento de la economía. El trabajo también enfatiza que un análisis de largo plazo de la relación entre dinero, precios y PIB nominal basado en técnicas econométricas de series de tiempo, requiere utilizar datos para un período lo más amplio posible. El uso de datos de alta frecuencia para un período relativamente corto no es lo más apropiado en este tipo de análisis.

El presente trabajo aplica las mismas técnicas econométricas de Olivo (1998) para estudiar si existe una relación de largo plazo entre el dinero, definido como la base monetaria, y el nivel de precios, definido como el índice de precios al consumidor.

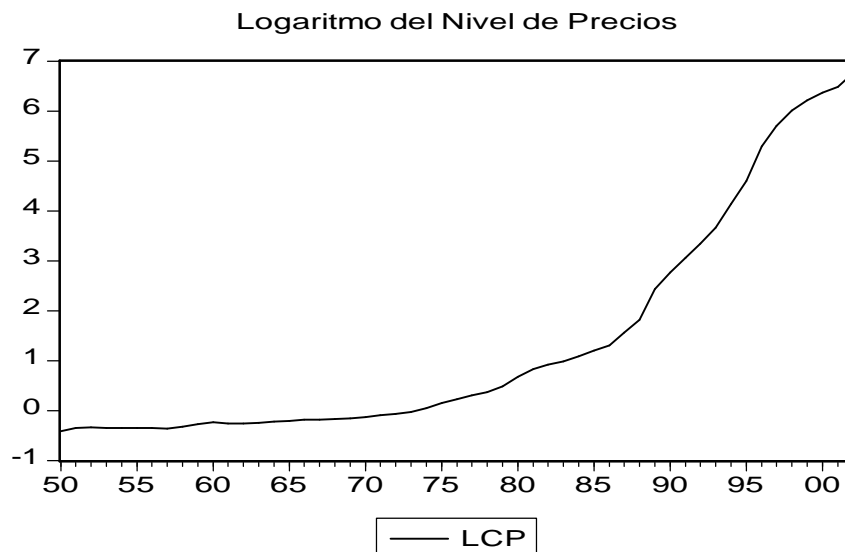
El trabajo está estructurado de la siguiente forma: después de esta introducción, la sección dos describe los resultados de aplicar algunos tests de raíces unitarias tradicionales y otros que toman en cuenta cambios estructurales a las variables relevantes para el estudio; en la sección tres se utilizan los tests de cointegración de Engle – Granger y Johansen, y el test de Gregory - Hansen (1996) que toma en cuenta cambios estructurales, para examinar la relación de largo plazo entre la base monetaria y el nivel de precios; en la sección cuatro se analiza si existe una relación de largo plazo entre la base monetaria y el PIB nominal aplicando tests de raíces unitarias a la velocidad de

circulación de la base; la sección cinco desarrolla un modelo de vector autorregresivo con corrección de errores que sirve para analizar la causalidad de Granger entre las variables relevantes y los efectos de *shocks* en cada una de ellas; la sección 6 presenta las conclusiones del trabajo.

1.- Tests de Raíz Unitaria

Para la variable logaritmo del nivel de precios (lcp – Gráfico 1) tanto el test de Dickey – Fuller aumentado (Cuadro 1) como el de Phillips – Perron (Cuadro 2), no permiten rechazar la hipótesis nula de que la serie contiene una raíz unitaria. De forma similar, los tests de Zivot y Andrews (1992) - Cuadro 3 - y Lumsdaine y Papell (1997) – Cuadro 4 -, que toman en cuenta cambios estructurales en la serie, tampoco permiten rechazar la hipótesis de que lcp es no estacionaria.

Gráfico 1



Cuadro 1

Null Hypothesis: LCP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.366319	0.9987
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 2

Null Hypothesis: LCP has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	3.879108	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.562669	
5% level	-2.918778	
10% level	-2.597285	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 3

Zivot & Andrews (1992) Modelo C

Serie	TB	t	K	CV(5%)
LCP	1981	-3.72	1	-5.08

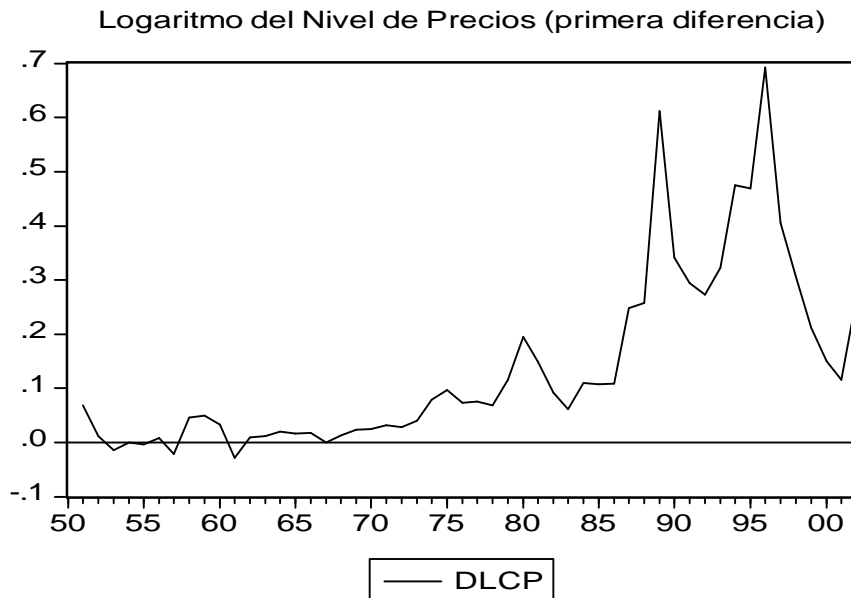
Cuadro 4

Lumsdaine & Papell (1997) Modelo CC

Serie	TB1	TB2	t	K	CV(5%)
LCP	1978	1981	-4.51	2	-6.8

Para la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios (dlcp – Gráfico 2), los tests de Dickey-Fuller aumentado (Cuadro 5) y Phillips-Perron (Cuadro 6) indican que esta serie contiene una raíz unitaria. No obstante, el test de Zivot & Andrews (1992) – Cuadro 7 - sugiere que dlcp es estacionaria con un cambio estructural en 1986.

Gráfico 2



Cuadro 5

Null Hypothesis: DLCP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.043527	0.2680
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 6

Null Hypothesis: DLCP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.946047	0.3092
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

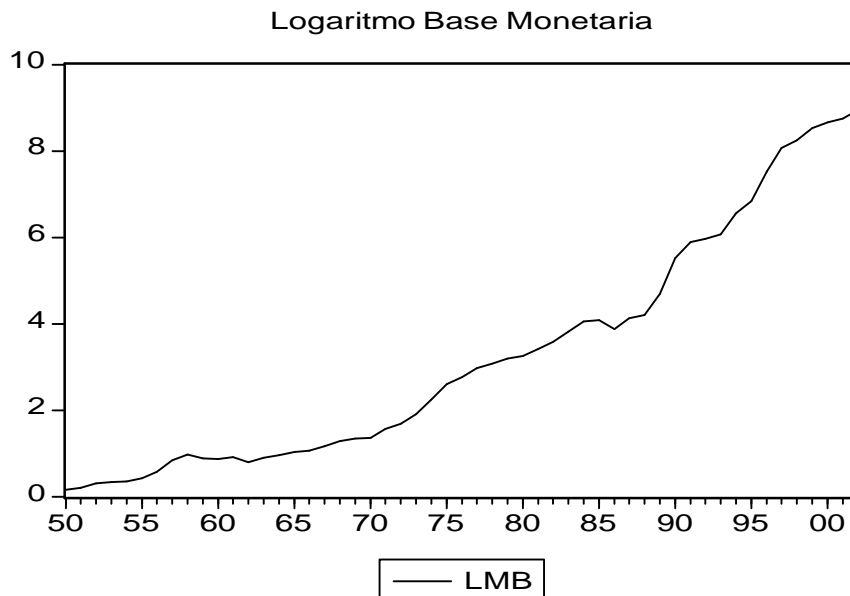
Cuadro 7

Zivot & Andrews (1992) Modelo A

Serie	TB	t	K	CV(5%)
DLCP	1986	-5.13	2	-4.80

El logaritmo de la base monetaria (l_{bm} – Gráfico 3) es de acuerdo a los tests de Dickey-Fuller aumentado (Cuadro 8) y de Phillips-Perron (Cuadro 9) una variable no estacionaria. Los tests de Zivot & Andrews (1992) – Cuadro 10 - y Lumsdaine & Papell (1996) – Cuadro 11 - que toman en cuenta cambios estructurales en la serie, confirman este resultado.

Gráfico 3



Cuadro 8

Null Hypothesis: LMB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.612431	0.9994
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 9

Null Hypothesis: LMB has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.754364	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.562669	
5% level	-2.918778	
10% level	-2.597285	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 10

Zivot & Andrews (1992) Modelo C

Serie	TB	T	K	CV(5%)
LMB	1978	-2.69	1	-5.08

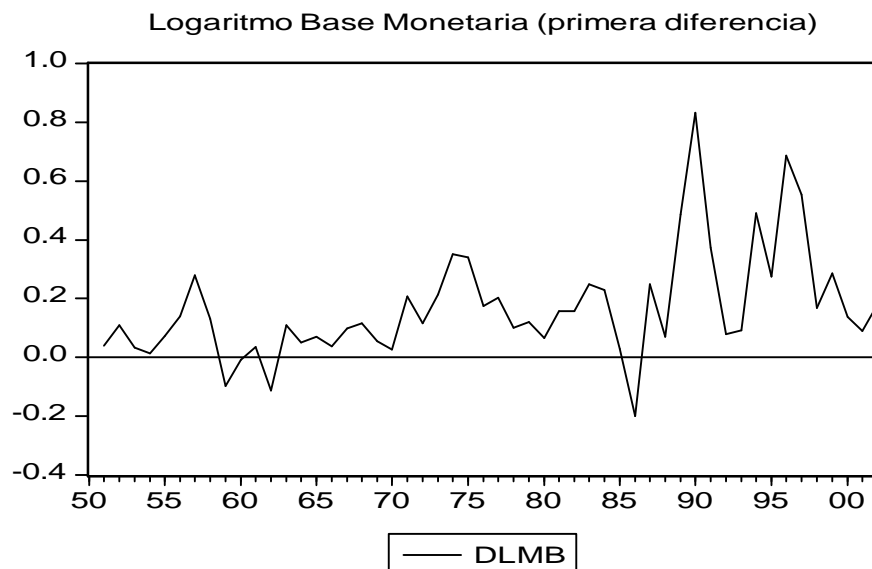
Cuadro 11

Lumsdaine & Papell (1997) Modelo CC

Serie	TB1	TB2	t	k	CV(5%)
LMB	1968	1978	-3.49	1	-6.8

La primera diferencia del logaritmo de la base monetaria (dlcp – Gráfico 4) es una variable estacionaria según los tests de Dickey-Fuller aumentado (Cuadro 12) y de Phillips-Perron (Cuadro 13).

Gráfico 4



Cuadro 12

Null Hypothesis: DLMB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.163180	0.0018
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

Cuadro 13

Null Hypothesis: DLMB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.163180	0.0018
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2. Tests de Cointegración

Dado que las variables lcp y lmb son no estacionarias, procedemos a examinar si existe una relación de cointegración entre ellas. Los tests estándar de cointegración indican que

no es posible rechazar la hipótesis nula de que lcp y lmb no cointegran. Las Cuadros 14 y 14a muestran el resultado de aplicar el método de Engle y Granger. La serie de residuos de la regresión entre lcp y lmb (Gráfico 5) resulta no estacionaria. La Cuadro 15 y el Gráfico 6 muestran los resultados de aplicar la metodología de Johansen, que también indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre lcp y lmb.

Cuadro 14

Dependent Variable: LCP
 Method: Least Squares
 Date: 01/29/03 Time: 20:37
 Sample: 1950 2002
 Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.281402	0.116620	-10.98786	0.0000
LMB	0.810078	0.027528	29.42694	0.0000
R-squared	0.944381	Mean dependent var		1.376918
Adjusted R-squared	0.943290	S.D. dependent var		2.254698
S.E. of regression	0.536931	Akaike info criterion		1.631111
Sum squared resid	14.70304	Schwarz criterion		1.705462
Log likelihood	-41.22445	F-statistic		865.9448
Durbin-Watson stat	0.057009	Prob(F-statistic)		0.000000

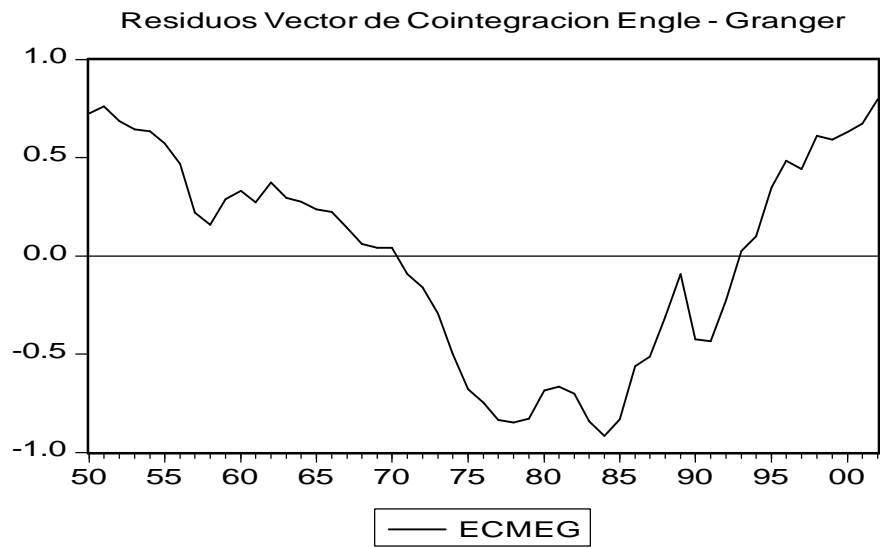
Cuadro 14a

Null Hypothesis: ECMEG has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.183701	0.2132
Test critical values:		
1% level	-2.611094	
5% level	-1.947381	
10% level	-1.612725	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Gráfico 5



Cuadro 15

Date: 01/28/03 Time: 20:10
 Sample(adjusted): 1952 2002
 Included observations: 51 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LCP LMB
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.199931	12.03549	15.41	20.04
At most 1	0.012850	0.659595	3.76	6.65

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.199931	11.37590	14.07	18.63
At most 1	0.012850	0.659595	3.76	6.65

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LCP	LMB
-0.827266	1.192945
1.781485	-1.175542

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

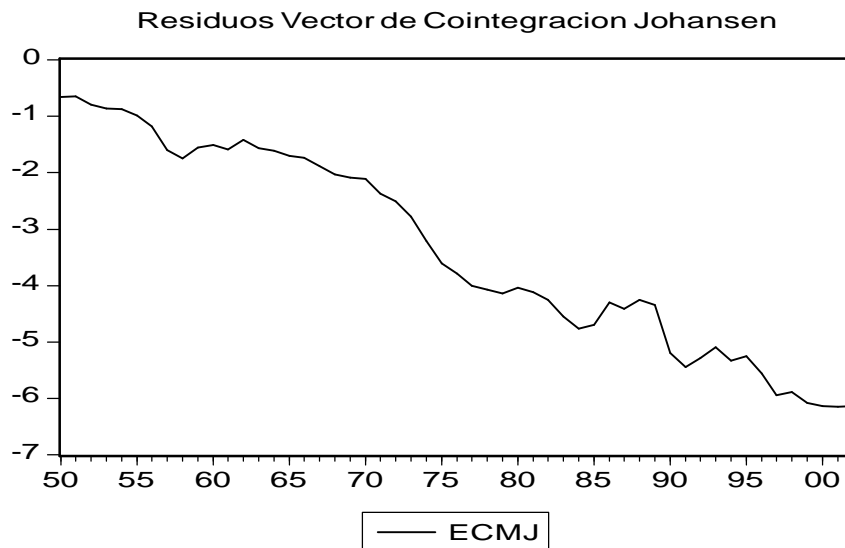
D(LCP)	0.028653	-0.006563
D(LMB)	-0.026760	-0.013638

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 90.15534

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LCP	LMB
1.000000	-1.442033
	(0.20700)

Gráfico 6



Cuando se utiliza la metodología propuesta por Gregory y Hansen (1996) que toma en cuenta la posibilidad de un cambio estructural en la relación de cointegración, es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre lcp y lmb. El vector de cointegración que resulta utilizando el modelo (C/S) que supone un cambio de nivel y de pendiente, es el siguiente:

Cuadro 16

Dependent Variable: LCP
Method: Least Squares
Date: 01/11/03 Time: 23:27
Sample: 1950 2002
Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.481864	0.039950	-12.06164	0.0000
LMB	0.260408	0.025453	10.23113	0.0000
DU79	-2.518346	0.089988	-27.98540	0.0000
SLMB79	0.824466	0.028606	28.82158	0.0000
R-squared	0.997248	Mean dependent var		1.376918
Adjusted R-squared	0.997080	S.D. dependent var		2.254698
S.E. of regression	0.121844	Akaike info criterion		-1.299679
Sum squared resid	0.727452	Schwarz criterion		-1.150978
Log likelihood	38.44149	F-statistic		5919.078
Durbin-Watson stat	1.064423	Prob(F-statistic)		0.000000

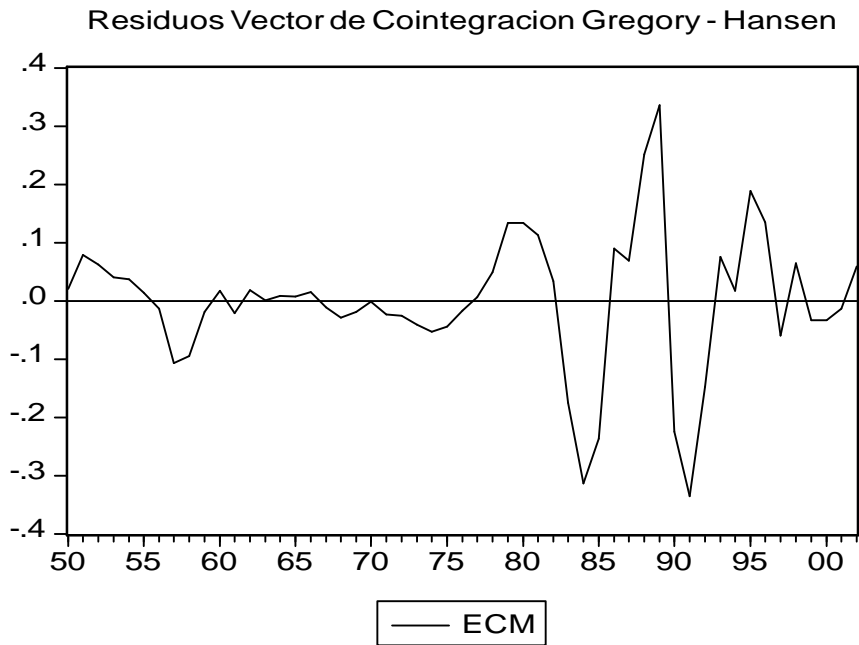
El resultado de aplicar el método de Gregory y Hansen (1996) a los residuos (Gráfico 7) de este vector de cointegración se muestra en la cuadro siguiente:

Cuadro 16a

Gregory & Hansen (1996) Modelo (C/S)

	TB	T	K	CV(5%)
LCP/LMB	1979	-7.10	3	-4.95

Gráfico 7



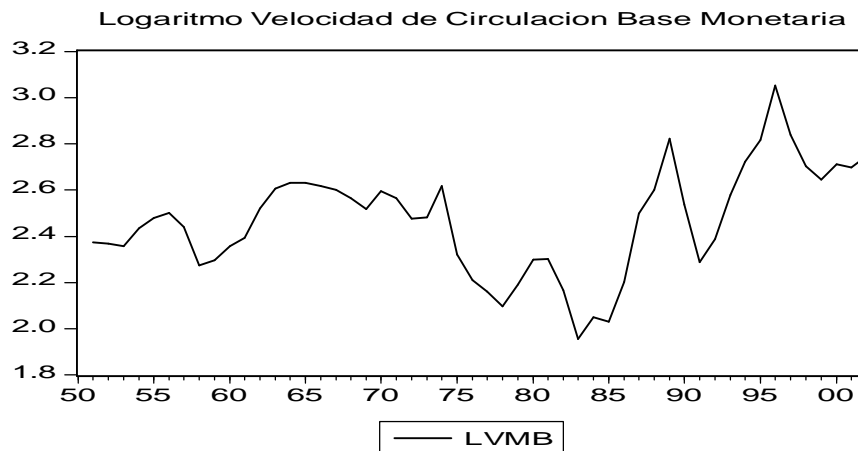
Por lo tanto, cuando se utiliza el test de cointegración propuesto por Gregory y Hansen (1996) que toma en cuenta la posibilidad de un cambio estructural, se obtiene evidencia de que existe una relación de largo plazo entre el logaritmo de la base monetaria y el logaritmo del nivel de precios para Venezuela en el período 1950 – 2002, con un cambio estructural en la relación en 1979.

4.- Velocidad de Circulación

En Olivo (1998) se examina el tema de la relación de largo plazo entre dinero y el producto nominal aplicando tests de raíces unitarias a la velocidad de circulación. Si la velocidad de circulación contiene una raíz unitaria, los *shocks* aleatorios tendrán un efecto permanente sobre esta variable, lo que sugiere una conexión inestable entre el dinero y el producto nominal. Los tests estándar de raíces unitarias indican que el logaritmo de la velocidad de circulación de la base monetaria (lvmb – Gráfico 8, Cuadros

17 y 18) es una variable no estacionaria. Sin embargo, cuando se aplica el test de Zivot & Andrews (1992) – Cuadro 19 - que toma en cuenta un cambio estructural (en el intercepto y la pendiente), se obtiene que lvmb es una variable estacionaria. De manera, que cuando se considera la posibilidad de un cambio estructural en la serie, se obtiene evidencia a favor de una velocidad de circulación de la base monetaria estacionaria, que a su vez, implica una relación estable entre esta variable y el PIB nominal durante el período analizado.

Gráfico 8



Cuadro 17

Null Hypothesis: LVMB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.569528	0.1060
Test critical values: 1% level	-3.568308	
5% level	-2.921175	
10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 18

Null Hypothesis: LVMB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.126504	0.2355
Test critical values: 1% level	-3.565430	
5% level	-2.919952	
10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Cuadro 19

Zivot & Andrews (1992) Modelo C

Serie	TB	T	K	CV(5%)
LVMB	1974	-5.45	1	-5.08

5.- Modelo de Vector Autorregresivo con Corrección de Errores y Causalidad de Granger

En esta sección se presenta un modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC) para las primeras diferencias de lcp ($dlcp$) y lmb ($dlmb$), en el que el término de corrección de errores (ecm) es el obtenido a través del método de Gregory y Hansen (1996). Con base en el VEC se analiza la dirección de la causalidad de Granger y el efecto de innovaciones en las variables bajo estudio.

Las Cuadros 20 y 21 muestran los resultados del VEC y del test de causalidad de Granger. El modelo VEC fue estimado con cinco desfases tal como lo sugieren los estadísticos de Akaike y de máxima verosimilitud.

En la ecuación correspondiente a la tasa de inflación, el término de corrección de errores desfasado un período tiene el signo negativo esperado pero no es significativamente diferente de cero. No obstante, el test de causalidad de Granger indica que $dlmb$ causa en el sentido de Granger a $dlcp$. En la ecuación para la tasa de crecimiento de la base monetaria el test de causalidad de Granger sugiere que $dlcp$ no causa en el sentido de Granger a $dlmb$. No obstante, el ecm desfasado un período tiene el signo positivo esperado y es significativamente diferente de cero, lo cual indica que $dlcp$ causa en el sentido de Granger a $dlmb$. De manera, que los resultados obtenidos implican la presencia de causalidad en el sentido de Granger en ambas direcciones.

Los Gráficos 9 y 10 muestran las funciones impulso – respuesta obtenidas del VEC con cinco desfases con el orden $dlmb - dlcp$. Con este orden un *shock* de una desviación estándar en $dlmb$ (0.12) genera un impacto positivo de aproximadamente 0.07 en $dlcp$ en los primeros tres períodos, seguido de tres períodos con un impacto negativo pero más pequeño (0.026) y luego, un efecto positivo que va creciendo hasta alcanzar un máximo

de 0.04 en el período 10 para luego decrecer lentamente hasta llegar a cero en el período 17. Un *shock* de una desviación estándar en dlmb genera un impacto acumulado sobre dlcp en los primeros catorce períodos de 0.25. Para dlmb un *shock* de una desviación estándar en dlcp (0.08) genera un impacto de alrededor de 0.34 en los primeros 15 períodos.

No obstante, es importante interpretar con cautela los resultados de las funciones impulso – respuesta, ya que existe una alta correlación entre los residuos de la forma reducida que impide una identificación precisa de los residuos estructurales. En estas circunstancias las funciones impulso - respuesta obtenidas con el orden inverso dlcp – dlmb arrojan resultados bastante diferentes a los analizados.

Cuadro 20

Vector Autoregression Estimates

Date: 01/16/03 Time: 18:13

Sample(adjusted): 1956 2002

Included observations: 47 after adjusting

Endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LMB)	D(LCP)
D(LMB(-1))	0.341132 (0.16277) [2.09584]	-0.313525 (0.10742) [-2.91857]
D(LMB(-2))	0.186487 (0.17903) [1.04163]	0.236415 (0.11816) [2.00080]
D(LMB(-3))	0.026461 (0.18377) [0.14399]	-0.199634 (0.12128) [-1.64599]
D(LMB(-4))	-0.139751 (0.17139) [-0.81540]	0.000909 (0.11311) [0.00804]
D(LMB(-5))	-0.251231 (0.15000) [-1.67485]	0.178482 (0.09900) [1.80286]
D(LCP(-1))	0.321623 (0.30434) [1.05677]	1.015482 (0.20086) [5.05557]
D(LCP(-2))	-0.115571 (0.38881) [-0.29724]	0.218158 (0.25661) [0.85015]

D(LCP(-3))	-0.154022 (0.33620) [-0.45813]	-0.466894 (0.22189) [-2.10419]
D(LCP(-4))	-0.195633 (0.30811) [-0.63496]	0.286417 (0.20335) [1.40852]
D(LCP(-5))	0.601442 (0.28001) [2.14794]	-0.069603 (0.18480) [-0.37663]
C	0.093715 (0.03503) [2.67517]	0.026552 (0.02312) [1.14842]
ECM(-1)	0.925309 (0.22265) [4.15598]	-0.016631 (0.14694) [-0.11318]
R-squared	0.702956	0.831669
Adj. R-squared	0.609599	0.778765
Sum sq. residues	0.507673	0.221135
S.E. equation	0.120436	0.079487
F-statistic	7.529774	15.72030
Log likelihood	39.71945	59.24947
Akaike AIC	-1.179551	-2.010616
Schwarz SC	-0.707173	-1.538238
Mean dependent	0.180808	0.151253
S.D. dependent	0.192753	0.168992
Determinant Residual Covariance		6.63E-05
Log Likelihood (d.f. adjusted)		92.71636
Akaike Information Criteria		-2.924101
Schwarz Criteria		-1.979344

Cuadro 21

VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/29/03 Time: 20:54

Sample: 1950 2002

Included observations: 47

Dependent variable: D(LMB)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LCP)	7.934715	5	0.1599
All	7.934715	5	0.1599

Dependent variable: D(LCP)

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LMB)	19.20724	5	0.0018
All	19.20724	5	0.0018

Gráfico 9

Response to Cholesky One S.D. Innovations

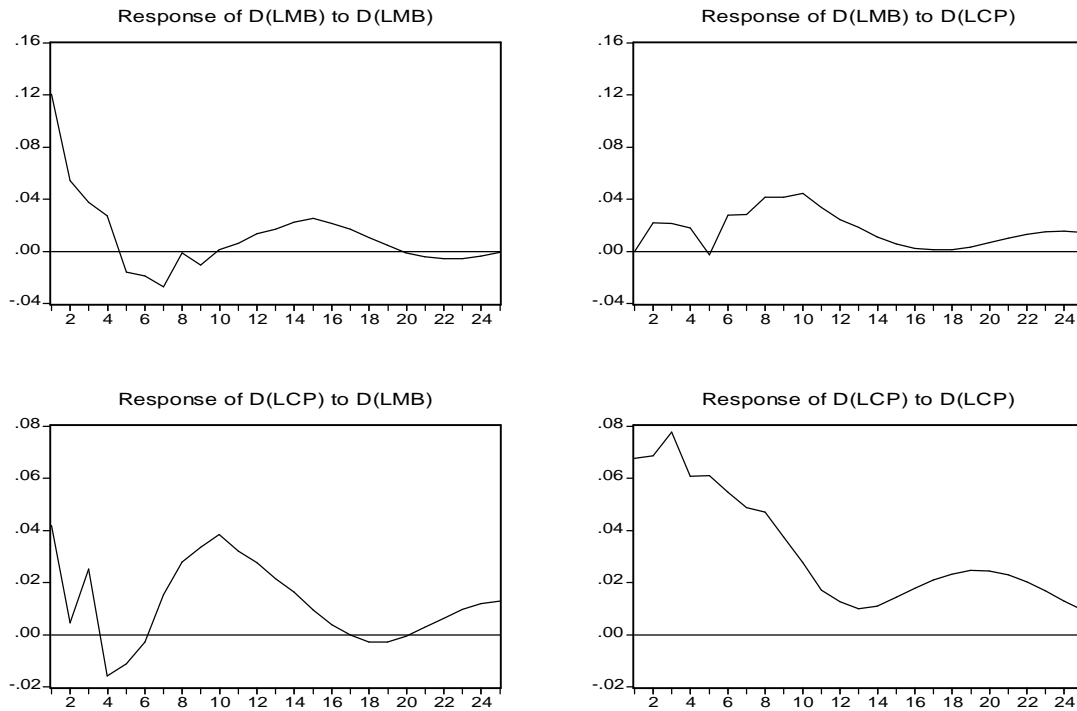
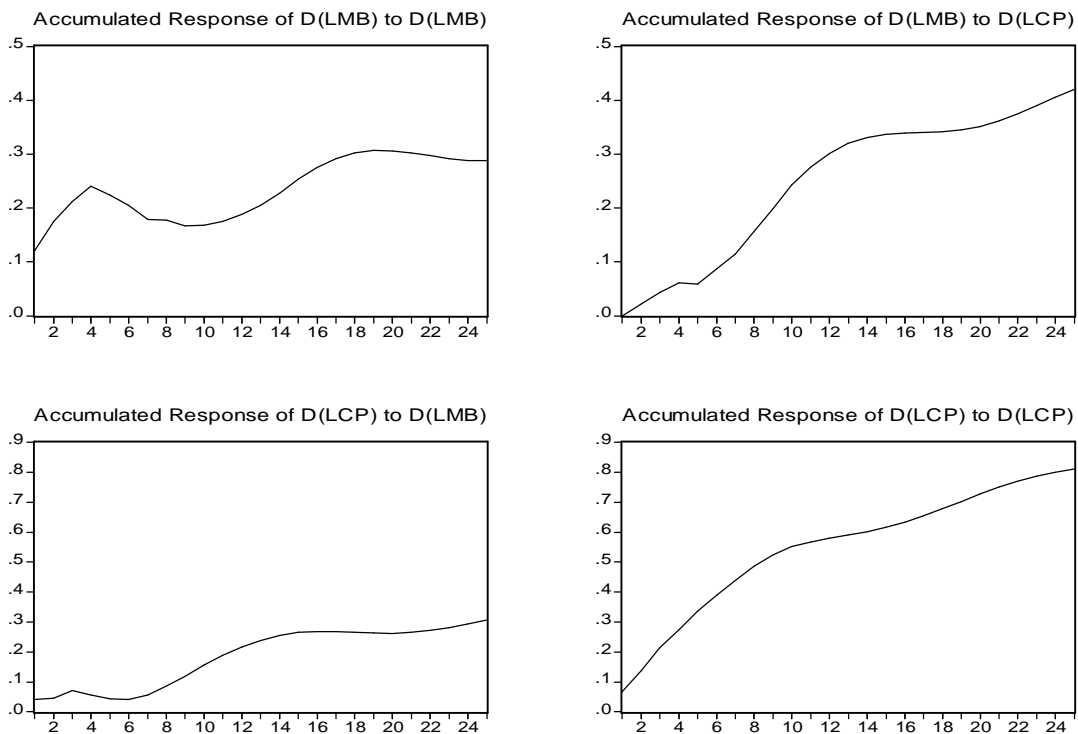


Gráfico 10

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations



5.-Conclusiones

Este trabajo sigue el enfoque empleado por Olivo (1998) para examinar la relación de largo plazo entre la base monetaria y el nivel de precios en Venezuela para el período 1950 – 2002. Utilizando técnicas econométricas de series de tiempo, se encuentra evidencia de que existe una relación de largo plazo entre estas variables cuando se toma en cuenta la posibilidad de un cambio estructural. Este cambio estructural en la relación de cointegración se ubica en 1979. Adicionalmente, se encuentra evidencia que indica que el logaritmo de la velocidad de circulación es una variable estacionaria si se toma en cuenta un cambio estructural que se ubica en 1974. Este resultado implica la existencia de una relación estable entre la base monetaria y el PIB nominal para el período bajo estudio.

Estos resultados son cruciales para la definición de la política monetaria, pues indican que es importante tener en cuenta la evolución de agregados monetarios restringidos como la base monetaria, aun en el marco de una estrategia donde esta variable no sea el

centro de las decisiones de política monetaria. En particular, la economía venezolana con su bajo desarrollo del mercado financiero que se refleja en una gama muy limitada de activos, hace que los agregados restringidos constituyan una parte importante de la riqueza y las decisiones de los agentes económicos.

Un aspecto interesante de los resultados es que se detecta una relación de causalidad de Granger bidireccional entre la base monetaria y el nivel de precios, que muy posiblemente, refleja la orientación acomodaticia que ha tenido la política monetaria en Venezuela durante la mayor parte del período analizado. Una política monetaria basada en una regla de crecimiento fijo como la propuesta por Milton Friedman no debe producir este tipo de causalidad bidireccional. Por su parte, una regla de *feedback* en la que el crecimiento la base monetaria responde inversamente a desviaciones de la inflación observada con respecto a un valor objetivo, no debe producir un efecto positivo desde los precios hacia la base monetaria tal como indican los resultados obtenidos.

Otro aspecto interesante que se desprende del análisis empírico, es que la economía venezolana exhibe un nivel relativamente bajo de movilidad de capital durante el período estudiado. En una economía con un tipo de cambio fijo (cuasi – fijo) y una alta movilidad de capital es de esperar que no exista una relación de largo plazo entre el *stock* de dinero y el nivel de precios. Si bien la economía venezolana ha mantenido esquemas de tipo de cambio fijo o cuasi-fijo durante la mayor parte del período bajo estudio, también es cierto que se han utilizado intensivamente mecanismos de control de cambio, y los ajustes del tipo de cambio nominal se han tornado más frecuentes y de mayor magnitud desde principios de los ochenta.

Referencias

Banerjee, Anindya, Juan Dolado, John Galbraith, David Hendry (1993). *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford University Press.

Gregory Allan, Bruce Hansen (1996). *Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*. *Journal of Econometrics* 70.

Lumsdaine, Robin, David Papell (1997). *Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis*. *The Review of Economics and Statistics*, 79, May.

Maddala G.S., In – Moo Kim (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.

Olivo, Víctor (1998). *An Analysis of the Long-Run Relationship between Money, Nominal GDP, and the Price Level in Venezuela: 1950 – 1996*. University of Connecticut.

Zivot Eric, Donald Andrews (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, No. 3, July.