

INDICE

ARTICULOS

ADOLFO FIGUEROA. Estática y dinámica en el análisis económico. 9

JAVIER IGUÍÑIZ y LEOPOLDO VILCAPOMA. Institucionalidades, industrias y la "firma representativa". 33

ROXANA BARRANTES. Seguridad en la tenencia de tierras y uso de recursos en la Amazonía peruana. 71

THOMAS REARDON. Impactos del ajuste estructural en los ingresos reales del Perú en los años 80: un examen de la reducción del subsidio a los alimentos y de la devaluación. 111

GABRIEL H. RODRIGUEZ. Demanda de dinero y estacionalidad en el mercado monetario. 141

RESEÑAS

MAXIMO VEGA-CENTENO. **Hunger and Public Action. Wider Studies in Economic Development** de Jean, Dreze y Amartya, K. Sen
JOSE TAVARA MARTIN. **Desarrollo Económico y Desarrollo Tecnológico** de Máximo, Vega-Centeno.
MAXIMO VEGA CENTENO. **Recursos Naturales, Tecnología y Desarrollo** de Benjamín, Marticorena (compilador).
MAXIMO VEGA CENTENO. **Liberación y Desarrollo en América Latina** de Catalina, Romero e Ismael, Muñóz (eds.). 161

DEMANDA DE DINERO Y ESTACIONALIDAD EN EL MERCADO MONETARIO

Gabriel H. Rodríguez¹

Resumen

El presente documento analiza las propiedades de integración y cointegración a la frecuencia cero o de largo plazo y a diferentes frecuencias estacionales, de dos agregados monetarios (M1 y M2) y un conjunto de series económicas consideradas como determinantes de la demanda de dinero. La metodología empleada hace uso de los conceptos de integración y cointegración estacional desarrollados por HEGY (1990) y EGHL (1993). Los resultados apoyan la existencia de raíces unitarias a la frecuencia cero o de largo plazo para todas las variables analizadas. La integración a otras frecuencias no es encontrada para los dos agregados monetarios considerados (M1 y M2). La prueba de cointegración a la frecuencia cero apoya la estacionariedad de los residuos de manera más concluyente para el agregado M2. Una similar conclusión se obtiene tomando en consideración las pruebas de estabilidad del MCE así como la estabilidad del parámetro de corrección de error.

1 Banco Central de Reserva del Perú. Asimismo, profesor a tiempo parcial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Introducción

Dado el importante rol que juega la política monetaria y los instrumentos utilizados para afectar el funcionamiento de la economía, resulta de interés conocer si algunos de estos agregados monetarios tienen efectos predecibles y estables sobre la economía, lo que nos permitiría apreciar su relevancia para su elección como objetivo intermedio de la política monetaria.

El propósito del presente documento es estudiar la relación entre algunos agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas, consideradas como los determinantes de la demanda de dinero. La metodología hace uso de técnicas de integración y cointegración estacional, lo cual nos permitirá identificar la existencia o ausencia de relaciones de equilibrio de largo plazo y/o a frecuencias estacionales, entre las variables.

El documento está compuesto de las siguientes secciones además de esta breve introducción. En la primera se revisa brevemente la aproximación teórico-metodológica empleada en el documento. En la segunda se resume las fuentes de información y las variables utilizadas. En la tercera y cuarta parte, se presentan los resultados de las pruebas de estacionariedad y cointegración de las series, respectivamente.

Teoría y metodología

La noción de cointegración se basa fundamentalmente en el documento de Engle y Granger (1987). Recientemente, estas nociones han sido aplicadas a diversas frecuencias estacionales, siendo representativos los documentos de Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (HEGY, 1990) y Engle, Granger, Hylleberg y Lee (EGHL, 1993).

Existen diversas revisiones acerca de la noción y la prueba de integración y cointegración de series económicas. Resultaría útil mencionar a Dolado y otros (1990), y Pizarro (1992).

El concepto de cointegración que aparece en Engle y Granger (1987) y los otros trabajos que continuaron, es conocida también como cointegración de largo plazo. En la terminología estacional, se denomina cointegración a la

frecuencia cero. Se dice que existe una relación de equilibrio entre un conjunto de variables X_t cuando se satisface la siguiente restricción:

$$U_t = \alpha'X_t \quad (1)$$

en donde se supone que todos los componentes de X_t son integrados del mismo orden².

Para existir cointegración por lo tanto, el error de equilibrio deberá ser integrado de orden cero, $I(0)$, o estacionario³. La estacionariedad significará que las variables incluidas en el vector X_t no se separen demasiado en el largo plazo, aunque en el corto plazo tiendan a diverger.

En nuestro caso el vector X_t representa $X'_t = (M_t, P_t, Y_t, I_t)$, donde: M_t es un agregado monetario ($M1$ o $M2$), P_t es el índice de precios al consumidor, Y_t es una variable de escala representada por el PBI real e I_t es una variable de costo de oportunidad representada por la tasa de interés nominal con impuestos.

El vector α es denominado el vector cointegrante⁴. La normalización nos permite escribir (1) de la siguiente manera:

$$M_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 I_t + U_t \quad (2)$$

en donde los componentes determinísticos (intercepto y tendencia) pueden adicionarse.

- 2 En nuestro caso de orden 1, es decir, $I(1)$. Esto significa que cada serie requiere de una diferenciación para inducirle estacionariedad. En otras palabras, se requiere la existencia de raíz unitaria en cada una de las series analizadas.
- 3 Las variables $I(0)$ exhiben lo que se llama reversión hacia la media, es decir, luego de un shock las variables retornan hacia su valor medio.
- 4 Entre varias variables puede existir más de un vector cointegrante (Engle y Granger 1987). Nosotros, para simplificar sólo supondremos la existencia de uno, aquél resultante de la normalización arbitraria de imponer $\alpha_0=1$, es decir cuando el coeficiente de M es la unidad. El resto de coeficientes pueden interpretarse como elasticidades parciales de M respecto de las otras variables.

La aproximación teórica sobre integración y cointegración estacional ha sido desarrollada por HEGY (1990) y EGHL (1993). Al emplear información trimestral, las frecuencias de interés –además de la frecuencia cero– son 1/4, 1/2 y 3/4 de un ciclo. La interpretación de la cointegración a estas frecuencias es similar de aquella asignada para la frecuencia cero. En efecto, cointegración estacional puede interpretarse como un movimiento paralelo entre los correspondientes componentes estacionales de las series.

Para verificar las propiedades de integración y cointegración estacional de las series se han desarrollado pruebas similares a aquellas utilizadas para la cointegración de largo plazo.

Para la prueba de estacionariedad de las series se utiliza la propuesta de EGHL (1993), la cual consiste en la estimación por MCO de la siguiente regresión univariada:

$$T_4 X_t = \pi_1 T_1 X_{t-1} + \pi_2 T_2 X_{t-1} + \pi_3 T_3 X_{t-2} + \pi_4 T_3 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

donde el operador T_4 representa el ajuste para la serie X_t de la siguiente manera⁵:

$$T_4 X_t = (1 - B^4) X_t \quad (4)$$

y donde B es el operador de rezagos. A la regresión (3) es posible agregarle componentes determinísticos (intercepto, tendencia y dummies estacionales) de resultar significativos, así como rezagos de la variable dependiente para “blanquear” los errores.

Asimismo, los operadores T_1 , T_2 y T_3 antes de cada variable operan del siguiente modo:

$$T_1 X_t = (1 + B + B^2 + B^3) X_t \quad (5)$$

$$T_2 X_t = -(1 - B + B^2 - B^3) X_t \quad (6)$$

$$T_3 X_t = -(1 - B^2) X_t \quad (7)$$

5 Es decir la variable dependiente es la diferencia de cuarto orden de la serie X_t .

Las pruebas de existencia de una raíz unitaria a la frecuencia cero y $1/2$ se basan en los estadísticos t de los coeficientes π_1 y π_2 , respectivamente. Por otro lado, la prueba de raíz unitaria a la frecuencia $1/4$ se basa en la prueba conjunta F de que los estadísticos π_3 y π_4 (ambos) sean cero⁶.

Para verificar cointegración a las frecuencias cero, $1/2$ y $1/4$ ($3/4$) es necesario probar la estacionariedad de los residuos obtenidos⁷, respectivamente, de las siguientes regresiones:

$$T_1M_t = \alpha_{11}T_1P_t + \alpha_{12}T_1Y_t + \alpha_{13}T_1I_t + u_{1t} \quad (8)$$

$$T_2M_t = \alpha_{21}T_2P_t + \alpha_{22}T_2Y_t + \alpha_{23}T_2I_t + u_{2t} \quad (9)$$

$$T_3M_t = \alpha_{31}T_3P_t + \alpha_{32}T_3Y_t + \alpha_{33}T_3I_t + \alpha_{41}T_3P_{t-1} + \alpha_{42}T_3Y_{t-1} + \alpha_{43}T_3I_{t-1} + u_{3t} \quad (10)$$

En estas regresiones es posible incluir, de resultar estadísticamente significativos, componentes determinísticos (intercepto, tendencia y dummies estacionales).

La información

El período de estimación es 1980 hasta 1992, siendo trimestral la frecuencia de la información. La fuente de las variables es el Banco Central de Reserva. Las variables utilizadas son el logaritmo del PBI real ($LPBI_t$), el logaritmo del índice de precios del consumidor ($LIPC_t$), la tasa de interés nominal con impuestos ($TICIN_t$) y el logaritmo de dos agregados monetarios ($LM1_t$ y $LM2_t$).

6 Los valores críticos de estos estadísticos se encuentran en HEGY (1990).

7 A la frecuencia cero, la prueba para los residuos consiste en estimar una regresión de $(1 - B)U_{1t}$ contra U_{1t-1} con o sin componentes determinísticos y rezagos de la variable dependiente para blanquear los residuos. El estadístico t de la variable U_{1t-1} se compara con los valores reportados por Engle y Yoo (1987) y Engle y Granger (1987). En el caso de la prueba de cointegración a la frecuencia $1/4$, la regresión a estimar es la siguiente:

$$U_{3t} + U_{3t-2} = \pi_3(-U_{3t-2}) + \pi_4(-U_{3t-1}) + \epsilon_t$$

y probar conjuntamente los coeficientes π_3 y π_4 .

Integración de las series

La prueba de integración de las series a las diferentes frecuencias (cero y estacionales) se basa en la estimación por MCO de la regresión (3) para cada una de las series en análisis.

Los resultados se muestran en la tabla 1 y los valores críticos para realizar la comparación estadística son mostrados en la tabla 2. La primera observación es la existencia de raíz unitaria a la frecuencia cero o de largo plazo. A la frecuencia estacional 1/2 todas las series, a excepción del logaritmo del PBI real, rechazan la hipótesis nula acerca de la existencia de raíz unitaria a dicha frecuencia. En el caso del PBI real, por el contrario se acepta la existencia de una raíz unitaria, evidenciando no estacionariedad a dicha frecuencia.

TABLA 1
Pruebas de existencia de raíces unitarias a frecuencia
cero y estacionales

Variable	Compon. determ.1/	Lags	Box-Pierce (p-value)	Estadísticos t			Estadístico F	
				π_1	π_2	π_3	π_4	π_3 y π_4
LPBI	C, DS	2	0.8594	-2.84	-2.71	-0.20	-3.58	41.35
LIPC	T	0	0.9225	-1.81	-3.93	-2.19	-5.90	26.34
TICI	-	0	0.9206	-1.03	-3.71	-3.91	-2.62	14.25
LM1	DS	0	0.6928	0.55	-4.46	-1.73	-5.91	18.61
LM2	DS	0	0.9076	0.16	-4.34	-1.85	-5.59	20.27

1/ Sólo se incluyen componentes determinísticos significativos al 5,0% (C: constante, T: tendencia, DS: dummies estacionales).

Respecto a la frecuencia estacional 1/4, el estadístico F permite rechazar la presencia de raíz unitaria a dicha frecuencia⁸.

8 A pesar que la prueba individual (estadístico t) para π_3 indicaría evidencia de raíz unitaria, es necesaria la prueba conjunta.

TABLA 2
Valores críticos reportados en HEGY (1990) 1/

		C	C,T	C, DS
π_1	-1.95	-2.96	-3.56	-3.08
π_2	-1.95	-1.95	-1.91	-3.04
π_3	-1.93	-1.90	-1.92	-3.61
π_4	-2.11	-2.06	-2.05	-2.37
F: π_3 y π_4	3.26	3.04	2.95	6.60

1/ Para N=48 y 5,0% de significancia.

Fuente: HEGY (1990).

En resumen, en términos de los agregados monetarios -que representarán la variable dependiente- se halla evidencia de raíz unitaria sólo a la frecuencia cero o de largo plazo. Por lo tanto, la siguiente etapa buscará verificar la existencia de cointegración a dicha frecuencia. La verificación de la cointegración a las otras frecuencias no resulta aplicable.

Cointegración de las series

El resultado de la sección anterior indica la necesidad de probar cointegración a la frecuencia cero, quedando sin aplicación las pruebas de cointegración a otras frecuencias.

La prueba de cointegración a la frecuencia cero se aplica para los dos agregados monetarios considerados (M1 y M2) y se basa en el test de la estacionariedad de los residuos obtenidos de la regresión (8). Los resultados obtenidos para la ecuación cointegrante, así como para sus residuos, se presentan en la tabla 3.

Los resultados para ambos agregados monetarios permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los residuos, es decir su no estacionariedad. En otras palabras, se acepta la existencia de cointegración a esta frecuencia. Los resultados son relativamente más concluyentes para el caso del agregado M2.

TABLA 3
Prueba de cointegración a la frecuencia cero

Variable	Compon. determ.	Lags	Coeficientes de cointegración 1/		
			T1IPC	T1PBI	T1TICI
TIM2	C,T	4	0.155 (3.00)	0.376 (2.046)	0.004 (6.32)
TIM1	T	4	0.018 (0.61)	0.024 (4.31)	0.0048 (7.91)

Variable	Compon. determ.	Lags	Box-Pierce (p-value)	Engle-Yoo
(1-B)U _{1t}	—	3	0.8595	-5.478
(1-B)U _{1t}	—	4	0.8325	-4.023

1/ Los valores entre paréntesis son los estadísticos t reportados.

En términos de los coeficientes (elasticidades de largo plazo) los resultados son relativamente más satisfactorios con el agregado M2. De cualquier modo, la verificación acerca de la homogeneidad de la demanda de dinero respecto de los precios en el largo plazo, no es posible de verificar⁹. Por otro lado, la elasticidad ingresos resulta menor a la unidad, reflejando posiblemente la existencia de economías de escala en el uso del dinero¹⁰.

M1 y M2 en el largo plazo

Las secciones anteriores permitieron señalar que para los agregados monetarios M1 y M2 existía evidencia de cointegración a la frecuencia cero.

9 Un resultado similar se obtiene para el caso colombiano utilizando las mismas técnicas. Ver Misas y Suescun (1993).

10 Para el caso colombiano ya citado, dicho resultado no se encuentra. Una elasticidad ingreso menor a uno está en concordancia con las conclusiones de los modelos microeconómicos de Baumol (1952) y Tobin (1956).

En esta sección pretendemos analizar la relación de largo plazo entre estos agregados monetarios y la macroeconomía. Siguiendo a HEGY (1990), una forma alternativa para trabajar la integración y cointegración a la frecuencia cero, es desestacionalizar dichas series en primera instancia y luego aplicar las técnicas conocidas¹¹.

La tabla 4 permite observar la prueba ADF para las diferentes series económicas desestacionalizadas y a diferentes rezagos. Los resultados apoyan la existencia de raíz unitaria para todas las series en análisis hasta al 1 por ciento.

La tabla 5 muestra las regresiones estáticas de largo plazo, denominadas también ecuaciones de cointegración, para ambos agregados monetarios. Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración en favor de la hipótesis alternativa. Este resultado es relativamente más concluyente en el caso del agregado M2¹².

TABLA 4
Test ADF para series desestacionalizadas 1/

	(T,1)	(T,2)	(T,3)	(T,4)
LPBID	-3.07	-2.36	-2.07	-2.04
LIPCD	-1.78	-1.93	-1.94	-2.05
TICID	-1.98	-1.70	-1.82	-1.98
LM1D	-1.91	-2.00	-2.09	-2.01
LM2D	-1.87	-1.97	-2.11	-2.29

1/ los valores críticos de Mc Kinnon son:
 (T,1): 1% (-4.14), 5% (-3.5) y 10% (-3.17).
 (T,2): 1% (-4.15), 5% (-3.5) y 10% (-3.18).
 (T,3): 1% (-4.16), 5% (-3.5) y 10% (-3.18).
 (T,4): 1% (-4.16), 5% (-3.5) y 10% (-3.18).

11 Nos referimos a la estimación en dos etapas de Engle y Granger (1987) con la finalidad de llegar a un Modelo de Corrección de Errores (MCE).

12 Estos resultados concuerdan plenamente con los obtenidos en la sección anterior, utilizando las herramientas de integración y cointegración estacional.

TABLA 5A
Regresión de cointegración para M1

LS // Dependent Variable is LM1D
 SMPL range: 1980.1 - 1992.4
 Number of observations: 52

Variable	Coefficient	STD. Error	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-20.711788	3.8163445	-5.4271275	0.0000
LPBID	2.4288470	0.4146296	5.8578719	0.0000
LIPCD	0.8580000	0.0176586	48.588171	0.0000
TICID	0.0004928	0.0008403	0.5864357	0.5604
TIME	0.0180876	0.0061361	2.9477326	0.0050
R-squared	0.998753	Mean of dependent var		11.64399
Adjusted R-squared	0.998647	S.D. of dependent var		5.174058
S.E. of regression	0.190312	Sum of squared resid		1.702276
Log likelihood	15.11641	F-statistic		9412.368
Durbin-Watson stat	0.515541	Prob(F-statistic)		0.000000

TABLA 5B
Regresión de cointegración para M2

LS // Dependent Variable is LM2D
 SMPL range: 1980.1 - 1992.4
 Number of observations: 52

Variable	Coefficient	STD. Error	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-16.626843	2.5825378	-6.4381800	0.0000
LPBID	2.0374844	0.2805817	7.2616431	0.0000
LIPCD	0.8404605	0.0119497	70.333377	0.0000
TICID	0.0003372	0.0005686	0.5930232	0.5560
TIME	0.0239063	0.0041523	5.7573380	0.0000
R-squared	0.999427	Mean of dependent var		12.11120
Adjusted R-squared	0.999379	S.D. of dependent var		5.166014
S.E. of regression	0.128785	Sum of squared resid		0.779522
Log likelihood	35.42348	F-statistic		20504.17
Durbin-Watson stat	0.698936	Prob(F-statistic)		0.000000

TABLA 5C
Test de cointegración 1/

	Residuos M1	Residuos M2
(T,1)	-3.80	-4.40
(T,2)	-4.16	-3.84
(T,3)	-3.18	-3.32
(T,4)	-3.07	-3.17

1/ Ver valores críticos de la tabla 4.

La dinámica de corto plazo

Habiéndose verificado la existencia de cointegración entre ambos agregados monetarios y un conjunto de variables macroeconómicas consideradas como determinantes de la demanda de dinero, procedemos a especificar el Modelo de Corrección de Errores (MCE) para cada uno de dichos agregados.

La ecuación dinámica de corrección de errores quedaría expresada de la siguiente forma:

$$\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{5i} \Delta I_{t-i} + \epsilon_t \quad (11)$$

El ajuste de corto plazo de un agregado monetario es afectado por el error de equilibrio del período anterior (U_{t-1}) y de cambios actuales y rezagados de las variables que se incorporan frecuentemente en estimaciones de demanda de dinero. En otros términos el MCE permite corregir una parte del desequilibrio en el período siguiente de manera sucesiva. Si el sistema ha de retornar al equilibrio en el largo plazo, entonces el coeficiente del término del error de equilibrio debe ser negativo¹³.

13 Este coeficiente también se conoce con el nombre de coeficiente de *feedback*.

En las tablas 6 se muestran las estimaciones de corto plazo o MCE para M1 y M2, respectivamente.

TABLA 6A
Modelo de Corrección de Errores para M1

LS // Dependent Variable is LM1D1
 SMPL range: 1980.3 - 1992.4
 Number of observations: 50

Variable	Coefficient	STD. Error	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0145786	0.0209258	0.6966785	0.4897
LPBID1	0.3926809	0.3912326	1.0037017	0.3210
LIPCD1	0.6260869	0.0950866	6.5843860	0.0000
RESM1(-1)	-0.2209261	0.0841181	-2.6263796	0.0118
LM1D1(-1)	0.2366144	0.1053888	2.2451564	0.0298
R-squared	0.909409	Mean of dependent var		0.300337
Adjusted R-squared	0.899114	S.D. of dependent var		0.309415
S.E. of regression	0.098278	Sum of squared resid		0.424976
Log likelihood	48.24671	F-statistic		88.33956
Durbin-Watson stat	1.901072	Prob(F-statistic)		0.000000
Box-Pierce Q-Stat	11.21	Prob	0.5107	
Ljung-Box Q-Stat	13.84	Prob	0.3112	

Para ambas estimaciones, el coeficiente de corrección de error resulta con el signo correcto y estadísticamente significativo. Los resultados obtenidos indican que alrededor del 25 por ciento del desequilibrio en el mercado monetario es despejado en el período siguiente por parte de la autoridad monetaria. Así, la duración del ajuste hasta el nivel de equilibrio de largo plazo, toma alrededor de 10 trimestres.

TABLA 6B
Modelo de Corrección de Errores para M2

LS // Dependent Variable is LM2D1
SMPL range: 1980.3 - 1992.4
Number of observations: 50

Variable	Coefficient	STD. error	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0189203	0.0174080	1.0868720	0.2830
LPBID1	0.6737200	0.3311615	2.0344149	0.0480
LPCD1	0.6064604	0.0768831	7.8880832	0.0000
TICID1	0.0021659	0.0008018	2.7014659	0.0098
RESM2(-1)	-0.2764050	0.1032290	-2.6775913	0.0104
LM2D1(-1)	0.2529991	0.0874762	2.8922057	0.0059
R-squared	0.932966	Mean of dependent var		0.302923
Adjusted R-squared	0.925348	S.D. of dependent var		0.299772
S.E. of regression	0.081905	Sum of squared resid		0.295172
Log likelihood	57.35857	F-statistic		122.4760
Durbin-Watson stat	1.950709	Prob(F-statistic)		0.000000
Box-Pierce Q-Stat	7.16	Prob	0.8468	
Ljung-Box Q-Stat	9.13	Prob	0.6916	

En los gráficos 1 y 2 se muestra la prueba de CUSUM cuadrado para probar la estabilidad del modelo. Los resultados apoyan la hipótesis de estabilidad, siendo relativamente más favorable para el caso del agregado monetario M2.

GRAFICO 1
MODELO DE CORRECCION DE ERRORES PARA LM1 (1980.1 - 1992.4)

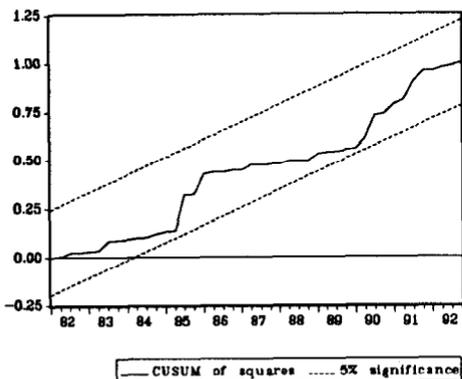
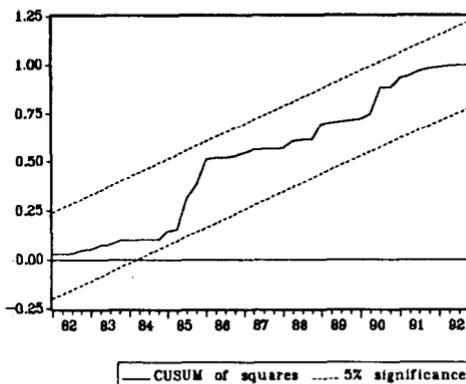


GRAFICO 2
MODELO DE CORRECCION DE ERRORES PARA LM2



- 14 En los gráficos de estabilidad de parámetros es importante tener en cuenta el cumplimiento de tres criterios básicos: (a) que el estimador final del parámetro caiga dentro de todas las bandas estimadas; (b) que la desviación estándar asociada al parámetro caiga a lo largo del tiempo; y (c) que los cambios que se observan al interior de la recursión no exhiban tendencia determinística predecible. Un mayor detalle en Apt y Quiroz (1992).

Finalmente, se incluyen pruebas de estabilidad del coeficiente de corrección de error en las ilustraciones 3 y 4. Las pruebas apoyan en mayor medida los resultados obtenidos con el agregado monetario M2. En efecto, el coeficiente de corrección de error obtenido con M1 presenta cierta inestabilidad a lo largo del período analizado y las bandas de confianza no disminuyen prácticamente en ningún momento¹⁴. Una situación bastante contraria se observa con el agregado monetario M2.

GRAFICO 3
COEFICIENTE DE CORRECCION DE ERRORES PARA LM1

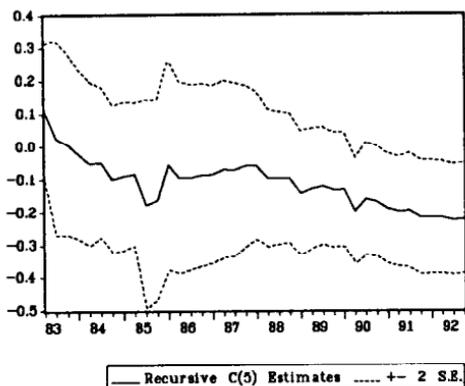
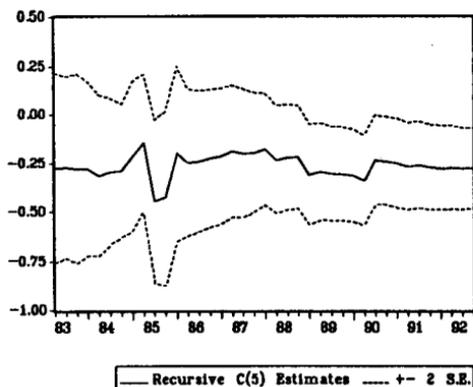


GRAFICO 4
COEFICIENTE DE CORRECCION DE ERRORES PARA LM2



Conclusiones

Utilizando técnicas recientes de integración y cointegración estacional, el presente documento tuvo como objetivos verificar la relevancia de M1 o M2 como instrumentos intermedios de política monetaria, a través de la estimación de funciones de demanda de dinero. Los resultados apoyan en mayor medida dicha relevancia en el caso del agregado M2.

Los resultados obtenidos indican la existencia de raíz unitaria a la frecuencia cero para todas las variables analizadas. Respecto a las otras frecuencias, tan sólo la variable logaritmo del PBI real manifiesta no ser estacionaria a la frecuencia 1/2. En resumen, solamente se verifica la existencia de raíz unitaria a la frecuencia de largo plazo.

Por otro lado, las pruebas de cointegración permiten observar la estacionariedad de los residuos. De este modo, se plantea un MCE para cada uno de los agregados monetarios. Los resultados en términos de estabilidad del modelo y del parámetro de corrección de errores, son más favorables con el agregado monetario M2. En general, se observa que alrededor del 25 por ciento del desequilibrio en el mercado monetario, se corrige en el período siguiente.

BIBLIOGRAFIA

APT, J. y J. QUIROZ

1992 "Una demanda por dinero mensual para Chile: 1983.1 - 1992.8".
Revista de Análisis Económico, 7(2): 103-140, noviembre.

BAUMOL, W.

1952 "The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach". *Quarterly Journal of Economics*, 56: 545-556.

DICKEY, D. y W. FULLER

1979 "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

- DOLADO, J., T. JENKINSON y S. SOSVILLA-ROMERO
1990 "Cointegración and unit roots: a survey". Banco de España, *Documento de trabajo* No. 9005.
- ENGLE, R. y C. GRANGER
1987 "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55: 251-276, marzo.
- ENGLE, R. y B. YOO
1987 "Forecasting and testing in cointegrated systems". *Journal of Econometrics*, 35: 147-159.
- ENGLE, R., C. GRANGER, S. HYLLEBERG y H. LEE
1993 "Seasonal cointegration". *Journal of Econometrics*, 55: 275-298.
- HYLLEBERG, ENGLE, GRANGER y YOO
1990 "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44: 215-238.
- MISAS, M. y R. SUESCUN
1993 *Funciones de Demanda de dinero y el comportamiento estacional del mercado monetario*. Banco de la República de Colombia (inédito).
- PIZARRO, J.
1992 *Test de Co-integration. Aspects methodologiques*. Cahier 92.01. Gêneve. Suiza.
- RODRIGUEZ, G. y G. DIAZ
1993 *Relaciones de corto y largo plazo entre variables monetario-financieras y actividad real*. Banco Central de Reserva del Perú (inédito).
- TOBIN, J.
1956 "The interest rate elasticity of the transactions demand for cash". *Review of Economics and Statistics*, 38: 241-247.