

ESPECIFICACION DINAMICA DE BILLETES Y MONEDAS DE PARTICULARES (SERIE MENSUAL), UTILIZANDO TECNICAS DE CO-INTEGRACION *

por Hildegart Ahumada

I. INTRODUCCION

El estudio econométrico de la demanda de billetes y monedas en poder del público sobre la base de datos mensuales siguiendo una metodología "general-a-particular" para la especificación dinámica (véase por ejemplo, Mizon y Hendry, 1980) presentó serias dificultades para la obtención de una parametrización satisfactoria, principalmente de la variable representativa de las transacciones agregadas. Al no contarse con una serie de periodicidad mensual (o una mensualización satisfactoria) para aproximarlas, las estimaciones irrestrictas usando simples distribuciones lineales de datos trimestrales no permitían ninguna simplificación con interpretación apropiada, ya sea incluyéndolas en un término de Corrección de Errores, en diferencias o niveles.

(*) Trabajo presentado en las X Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo 28 y 29 de abril de 1988 - ORGANIZADAS POR EL BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA.

Debido a la resistencia a excluir una variable transacciones -aunque fuese medida en forma muy preliminar a través de ad hoc mensualizaciones- en la demanda de dinero se intentó seguir un enfoque distinto tratando de explorar, antes de especificar la estructura dinámica, si existía una relación de equilibrio entre dinero (billetes y monedas de particulares) y transacciones (mensualización de la serie de oferta total). Para ello se aplicaron las técnicas de Co-Integración propuestas por Granger y Engle (1987).

En la siguiente sección se introducen las técnicas de Co-Integración y su relación con los modelos de Corrección de Errores. En la 3ra. se aplican tales técnicas al caso de billetes y monedas en poder del público. En la 4ta. sección se presentan los resultados del ajuste econométrico que completa la especificación dinámica del modelo. La sección 5ta. concluye el estudio.

II. CO-INTEGRACION Y LOS MECANISMOS DE CORRECCION DE ERRORES

Una práctica corriente en econometría aplicada ha sido la de utilizar datos en diferencia para las regresiones de series temporales como forma de evitar el problema de la "correlación espúrea" (Granger y Newbold, 1977). Sin embargo en este tipo de parametrización se pierde la información de largo plazo, es decir, no es posible conocer la relación entre las variables si las mismas crecen en forma constante. Por este motivo, algunos autores (para las primeras versiones véase Phillips (1957) y Sargan (1964) y para las más recientes DHYS (1978), Hendry y Mizon (1978), etc.), han preferido utilizar los modelos de "Corrección de Errores", los cuales no solo engloban a los de diferencias sino que además incluyen un término de desequilibrio, que juega un papel muy importante tanto en la parametrización como en la interpretación económica.

Para el caso de una sola variable explicativa y un

solo rezago (expresadas en logaritmos) una especificación dinámica del tipo "Corrección de Errores" sería:

$$(1) \Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t - (1 - \beta_3) (y-x)_{t-1} + e_t \quad e_t \sim NI(0, \sigma_e^2)$$

es decir, la tasa de crecimiento de Y_t depende tanto de la de X_t , en la proporción β_1 (impacto de corto plazo) como así también, del desequilibrio inicial dado por el término $(y-x)_{t-1}$.

Si suponemos que en el largo plazo el equilibrio es estático, $t = t-1$ y $\Delta y = \Delta x = 0$, entonces (1) implica un comportamiento de homogeneidad en el largo plazo: $Y = X$ o proporcionalidad, si una constante β_0 se incluye en (1)

$$Y = CX \quad \text{donde} \quad \ln C = \beta_0 \frac{1}{\dots}$$

La importancia de una formulación como (1) radica no solo en que muchas teorías económicas implican proporcionalidad en el largo plazo -tales como la función consumo o la teoría cuantitativa del dinero- sino también que supone un comportamiento 'optimizador' de los agentes económicos cuando hay costos de ajuste o información incompleta en la medida que corrigen los desequilibrios pasados en la relación $Y = X$ (o $Y = CX$) por una regla de "feedback" dada por $(1 - \beta_3)$. Por ejemplo, el crecimiento en Y_t será mayor al de β_1 veces el de X_t si "Y" resultó menor a "X" (o menor a "CX") en $t-1$.

Al permitir la representación de tales conductas esta parametrización es más general que la de utilizar especificaciones con datos en diferencias, obteniéndose igualmente la requerida "estacionariedad" de las series 2/.

En una metodología "general-a-particular" para la especificación dinámica de la relación entre "y" y "x",

la ecuación (1) implica una simplificación de la forma irrestricta con un rezago:

$$(2) \quad y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + e_t$$

cuando $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$

Otros tipos de "feedback" tales como $(y - A x)_{t-1}$ pueden también ser los apropiados donde A es una cierta proporción de β_2 .

El estudio de las relaciones de equilibrio o de largo plazo entre variables económicas ha sido recientemente muy desarrollado a través del concepto de Co-Integración propuesto por Granger y Engle (1987) 3/.

La idea básica es que si bien una serie temporal de una variable económica puede "moverse" considerablemente, para ciertos pares, las mismas no diferirán mucho una de otra en el largo plazo -aunque pueden hacerlo en alguna medida por factores de corto plazo o estacionales-. En el largo plazo diversas fuerzas económicas tenderán a acercarlas, según se deduce de alguna teoría económica. Las condiciones para tal relación son las de Co-Integración y están cercanamente asociadas a las formulaciones de modelos de "Corrección de Errores".

Para definir Co-Integración, se debe ver primero el orden de integración de las series: si una serie x_t es "estacionaria", entonces es "Integrada de orden zero; $x_t \sim I(0)$ " y si necesita ser diferenciada d veces (Δ^d) para convertirse en $I(0)$, entonces es "Integrada de orden d, $x_t \sim I(d)$ ".

Considerando el caso en el que tanto y_t como x_t son $I(1)$, entonces es posible que una combinación lineal de ambas

$$(3) \quad u_t = y_t - A x_t$$

sea $I(0)$. En tal caso "y" y "x" estarán "Co-Integradas" 4/.

El término residual u_t brinda la información de largo plazo y al ser $I(0)$ puede utilizarse en una formulación compatible con Δy_t que es también $I(0)$ (Hendry, 1986). Como es $I(0)$, u_t no diferirá mucho de cero (si ésta es su media) y cruzará muchas veces la línea cero, es decir que el equilibrio ocurrirá ocasionalmente mientras que si no estuvieran "x" e "y" Co-Integradas el equilibrio no tiene implicaciones prácticas (Granger y Engle, 1987).

Dos propiedades de Co-Integración resultan de gran interés: i) Granger y Engle (1987) demostraron que las series Co-Integradas tienen una representación de Corrección de Errores y viceversa, los mecanismos de Corrección de Errores dan lugar a variables Co-Integradas y ii) Stock (1984) demostró que si las variables están Co-Integradas las estimaciones resultantes son más consistentes que si no lo son.

La propuesta de Granger y Engle (1987) es, entonces, utilizar en las especificaciones dinámicas una estimación en dos etapas, cada una de las cuales solo requieren estimaciones mínimo-cuadráticas de una sola ecuación. En la primera etapa se estima A de (3) ^{5/} y en la segunda u_t se incluye para explicar Δy_t como parte de la estructura dinámica.

Las pruebas de Co-Integración consisten, en consecuencia, en probar, luego de verificar que x_t e y_t son $I(1)$, que u_t es $I(0)$.

Para ello se utilizan una serie de tests entre los que se destacan dos i) el basado en el estadístico Durbin-Watson de la regresión de Co-Integración (DWCR) y el sugerido por Dickey y Fuller (DF).

i) El test DWCR consiste en evaluar la hipótesis $H_0: DW = 0$. en la ecuación de Co-Integración o equilibrio (reescribiendo 3)

$$(4) \quad y_t = a_0 + a_1 x_t + u_t$$

de acuerdo con los valores críticos provistos por Sargan y Bhargava (1983) para el caso en que la hipótesis nula es un camino aleatorio en lugar de un ruido blanco. Si los residuos son no estacionarios se espera un DW cercano a cero.

ii) el DF test se basa en evaluar si el estadístico "t" del coeficiente en la siguiente regresión es significativamente distinto de cero.

$$(5) \quad \Delta u_t = -\rho u_{t-1} + v_t \quad v_t \sim NI(0, \sigma_v^2)$$

con los valores críticos provistos por Dickey y Fuller (1979).

Si no se cumpliera el supuesto de aleatoriedad en v_t , puede usarse la versión aumentada del test de DF que correspondería a la siguiente ecuación

$$(6) \quad \Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta u_{t-j} + \xi_t$$

donde p se elige lo suficientemente grande como para hacer ξ_t ruido blanco.

III. PRUEBAS DE CO-INTEGRACION PARA LA DEMANDA DE BILLETES Y MONEDAS DE PARTICULARES

Se evaluaron dos tipos de hipótesis. En primer lugar, se consideró la teoría cuantitativa, $MV = PY$ por la cual si la velocidad fuera estacionaria y tomando logaritmos, la cantidad real de dinero estaría Co-Integrada con la variable transacciones. La correspondiente regresión de Co-Integración es $\frac{6}{7}$.

$$(7) \quad (m - p)_t = a_0 + a_1 y_t + u_t$$

donde se espera $a_1 \sim 1$ y $a_0 \sim \ln 1/V$.

Como paso previo se verificó el orden de Integración de las series individuales utilizando el estadístico DW -dentro del enfoque propuesto por Sargan y Bhargava (1983) para evaluar raíces unitarias- el cual se obtuvo de las regresiones de cada variable con una constante I . En el cuadro N° 1, se presentan estos estadísticos para las series individuales y sus primeras diferencias (si ellas son $\sim I(0)$, entonces las originales serían $\sim I(1)$). Como puede observarse tanto billetes y monedas en términos reales como la oferta de mercancías y servicios a precios constantes son $\sim I(1)$ de acuerdo con el estadístico DW (el valor crítico (al 5%)) para el caso de un simple camino aleatorio es aproximadamente 0,26).

CUADRO N° 1

Tests del orden de Integración de las variables individuales en la demanda de dinero

<u>Variable</u>	<u>I(0) DW*</u>	<u>I(1)DW*</u>
m-p	0.22	1.81
y	0.17	1.93
i	0.12	0.73
	T = 108	T = 107

(*)- Corresponde a la regresión de cada variable con una constante.

Al estimar la ecuación (7), sin embargo, los resultados fueron:

(8) $(m-p) = -2.00982 + 0.97277 y$
 DWCR = 0.34 $R^2 = 0.21$

y dados los valores críticos presentados por Granger y Engle (1987) para el caso de dos variables y basado en un estudio de Monte Carlo -0.39 al 5% y 0.32 al 10%- la hipótesis de no Co-Integración no puede ser rechazada al 5% 8/.

Asimismo, el valor de R^2 es muy bajo y según un estudio de Monte Carlo realizado por Banerjee et.al. (1986) es probable encontrar grandes sesgos en los coeficientes de Co-Integración cuando los R^2 son bajos.

Por tales motivos, se intentó evaluar una 2da. hipótesis de Co-Integración incluyendo a la tasa de interés, es decir, suponiendo la velocidad de circulación como función de la misma. En este caso la regresión de Co-Integración a estimar fue:

$$(9) \quad (m-p)_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t + u_t$$

donde i_t es el logaritmo de la tasa de interés. Según se observa en el Cuadro N° 1, esta variable es también $\sim I(1)$ y los resultados de su inclusión en la ecuación de Co-Integración fueron los siguientes:

$$(10) \quad (m-p) = -1.5117 + 0.43618 y - 0.30316 i$$

$$DWCR = 0.73 \quad DF = -5.5 \quad ADF(12) \frac{9}{10} = 4.78$$

$$R^2 = 0.70$$

En este caso todos los estadísticos indican que es posible rechazar la hipótesis de no Co-Integración (los valores críticos para el caso de 3 variables según un estudio de Monte-Carlo realizado por Granger y citados en Hall, 1986 son al 5%, 0.37 para DWCR y -3.13 para ADF). Aunque teniendo presente que el R^2 -a pesar de haber aumentado notablemente con respecto a (8)- puede todavía poner alguna duda acerca de posibles sesgos en los coeficientes estimados 10/, los residuos de la ecuación (10), (los desvíos de la relación de equilibrio o

largo plazo postulada en (9))11/, se incluyeron como variable explicativa para la modelación de la estructura dinámica de la demanda de billetes y monedas. Los resultados del ajuste econométrico que completa la estructura dinámica de la demanda de billetes y monedas. Los resultados del ajuste econométrico que completa la estructura dinámica del modelo con un enfoque "general-a-particular", se presentan en la próxima sección.

IV. ESPÉCIFICACION DINAMICA DE BILLETES Y MONEDAS

En los gráficos anexos se muestra el comportamiento temporal de la serie billetes y monedas en términos reales, de su tasa de variación y de la velocidad ingreso para el período junio 1977 a junio 1987; además se presenta en el cuadro N° 2 las autocorrelaciones de la primera diferencia logarítmica de la serie (transformación con mayor reducción de varianza).

CUADRO N° 2

Coefficientes de autocorrelación de las primeras diferencias logarítmicas de billetes y monedas

Rezago coeficiente de <u>au</u> tocorrel. ..	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	.07	-.08	-.20	-.20	.22	-0.2	.28	-.22	-.23	-.10
Rezago coeficiente de <u>au</u> tocorrel. ..	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
	-.10	.48	-.16	-.11	-.21	-.20	.25	.02	.27	-.10
Rezago coeficiente de <u>au</u> tocorrel. ..	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
	-.08	-.04	-.09	.44	-.06	.00	-.10	-.17	.12	-.05

En primer lugar, debido a que se trabajaba con datos mensuales, la elección como máximo rezago del estacional implicaba un excesivo número de parámetros. En consecuencia se decidió tomar los rezagos consecutivos hasta el de orden 7mo. y los estacionales 12 y 13 ya que la serie estudiada presentaba un marcado comportamiento estacional (Véase Cuadro N° 2). Sin embargo, los rezagos entre el orden 4to. y 7mo. fueron tempranamente descartados.

También por el mencionado comportamiento estacional se intentó incluir el término de Corrección de Errores -estimado a través de los residuos de la ecuación (10)- de 12 períodos atrás pero sin resultados satisfactorios. De ello se inferiría que los agentes económicos reaccionan rápidamente, tendiendo a corregir los errores del período anterior aunque, como se verá posteriormente en las simplificaciones, mantienen cierta "memoria" del comportamiento estacional de las variables.

La variable transacciones con rezagos "irrestringidos" no fue incluida por los mismos motivos que impidieron seguir la metodología "general-a-particular" para la determinación del término de desequilibrio, básicamente porque la mensualización adoptada impedía determinar la importancia relativa de rezagos consecutivos para observaciones separadas hasta 3 meses^{12/}. No obstante, se probó incluir algún rezago (1 ó 12, por ejemplo) en las ecuaciones restringidas para verificar las estimaciones de la ecuación de Co-Integración pero mostraron t no significativos.

Finalmente, como consecuencia del alto proceso inflacionario las series de precios defasados presentaron coeficientes de correlación simple de aproximadamente 0.99 por lo cual se dudaba de la invertibilidad de la matriz resultante. En consecuencia, también se probó incluir los precios en su primera diferencia logarítmica. Los resultados fueron similares y en general,

parece derivarse de ambas estimaciones que la tasa de inflación agotaría sus efectos completamente en un año.

La especificación con que se obtuvieron mejores resultados fue la siguiente:

$$\begin{aligned}
 (11) \Delta(m - p)_t &= -0,00252 + 0,15486\Delta(m - p)_{t-1} + \\
 &\quad (-0,5) \quad (3.2) \\
 &\quad + 0,59523 \Delta(m - p)_{t-12} - 0,15199 \\
 &\quad (11.4) \quad (-6,1) \\
 &\quad \Delta i_t - 0,02829 (\text{DESV } \Delta p)_t^3 - \\
 &\quad (-2.6) \\
 &\quad - 0,26668 \text{EC}_{t-1} + \sum \gamma_i \cdot d_i \\
 &\quad (-6.4)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 T = 108 \quad \delta = 4.2\% \quad R^{2*} = 0.79 \\
 h = 0.50 \quad \eta(27) = 31.77 \quad \text{LM}(13) = 10.74
 \end{aligned}$$

$$F_I^R(25,76) \underline{13/} = -1,26$$

donde T es el número de observaciones, δ el desvío estándar de los residuos, h el estadístico h - de Durbin para autocorrelación de orden 1 (cuando la variable dependiente rezagada se incluye entre las explicativas),

η el estadístico Box-Pierce basado en el correlograma de los residuos, LM el estadístico ² del Multiplicador de Lagrange para autocorrelación de orden 13 (Véase Harvey, 1981) y F_I^R el estadístico F para verificar si

son válidas las restricciones de (11) con relación a la forma irrestricta antes comentada y estadísticos t son mostrados entre paréntesis.

La ecuación (11) explica el comportamiento de corto plazo de cambios en la cantidad real de billetes y monedas de particulares por los cambios en la tasa de interés (Δi_t) 14/, los desvíos en el comportamiento de las

variaciones de precios ((DESV Δp)_t)³, los desequilibrios en la relación de largo plazo (EC_{t-1}) y el comportamiento pasado de la misma variable explicada, en particular el asociado con un fuerte efecto estacional ($\Delta(m-p)_{t-12}$). Asimismo fue necesario incluir un con-

junto de variables ficticias (di) que se explican posteriormente.

La principal dificultad para parametrizar la ecuación (11) estuvo asociada con el comportamiento de los precios. Dos características de su efecto sobre las variaciones en la demanda de dinero eran claros: i) no habría efecto de largo plazo de la tasa de inflación y ii) se requería cierta parametrización que incluyera el efecto estacional. A partir de allí se realizaron numerosas pruebas incluyendo combinaciones de tasas de inflación con diferentes rezagos, aceleración inflacionaria

ria ($\Delta^2 p_t$) aceleración inflacionaria estacional

($\Delta_1 \cdot \Delta_{12} p_t$), además de considerar algunas medidas de variabilidad como un desvío estándar móvil (con diferentes términos) de la tasa de inflación, las que implicaron coeficientes no individualmente bien determinados o autocorrelación residual (principalmente de orden 1 y 12). Finalmente se incluyó una medida del desvío en la tasa de inflación definida del siguiente modo,

$$(\text{DESV } \Delta p)_t^3 = \left[\Delta p_t - \left(\frac{\Delta p_{t-1} + \Delta p_{t-12}}{2} \right) \right]^3$$

es decir que son los desvíos de la inflación con respecto a un "valor medio anterior" construido sobre la base de la última tasa (Δp_{t-1}) y la de 12 meses anteriores

(Δp_{t-12}) dado el mencionado comportamiento estacional.

La inclusión de un "momento de tercer orden" mejoró notablemente los resultados, al conservar los signos de las desviaciones (comparado con un momento de segundo orden) aumentando, asimismo, el peso de los mayores alejamientos del valor medio comentado 15/.

Debe señalarse que el coeficiente y el estadístico "t" de esta variable que se presenta en (11) corresponde al período post-plan Austral y que para el período previo ambos son notablemente mayores.

Con relación a la estabilidad de coeficientes las pruebas que se efectuaron para comparar los cambios de comportamiento antes y después de la reforma de junio de 1985 arrojaron, en general, que no habría cambios significativos, de acuerdo con el estadístico de Chow (24,74) = 1,16 y con la inspección visual de los coeficientes.

La excepción fue sin embargo, el de $(\text{DESV } \Delta p)_t^3$ el cual pasó de

t	-0,26346	a	-0,03553
	(-3,7)		(-3,0)
	hasta mayo 1985		hasta junio 1987

razón que motivó la inclusión de una variable ficticia que cambiara este coeficiente antes y después del mencionado período, es decir $DUM (DESV \Delta p)^3 = (DESV \Delta p)_t^3$ para $t = JL78$ a $MY85$ y 0 para $t = JN85$ a $JN87$ 16/.

Las otras variables ficticias fueron las siguientes: i) para el cambio en la constante en el período del conflicto de Malvinas, $DUMMALV$ (1 para $t = AB$ y $MY82$, 0 para el resto); por el cambio al gobierno institucional $DUMCAM6OB$ (1 para $t = DI83$ y $EN84$, 0 para el resto). (Véase gráfico N° 2).

ii) para el cambio en los coeficientes de las variables, $DUM \Delta i_t$ en $AB87$ cuando después del plan de fines de febrero de 1987 la tasa de interés registra una caída de 3.4 puntos porcentuales en marzo para volver al mismo nivel de febrero en abril, ($= \Delta i_t$ para $t = AB87$,

0 para el resto) y de $DUM \Delta (m - p)_{t-12}$ un año después de darse los valores extremos del conflicto de Malvinas y del plan Austral ($= \Delta (m-p)_{t-12}$ para $t = AB83$ y $JL86$, 0 para el resto) (Véase gráfico N° 2). Debe señalarse que si bien el valor extremo de julio de 1985, luego del plan austral no implicó un residuo de estimación importante (es decir que los cambios en la cantidad de dinero) podrían ser razonablemente explicados por la función propuesta) tuvo consecuencias en julio del siguiente año por el efecto arrastre del rezago estacional.

La inclusión de estas variables ficticias implicó significativas reducciones en σ y en la autocorrelación residual, por el tratamiento de los valores extremos. Resumiendo, en la ecuación (11).

Cuadro N° 3

Errores de predicción uno y dos pasos adelante
 $(m - p)_t$ observado - $(m - p)_t$ predicho

- en % -

Errores de predicción de Con datos hasta	1986					1987						
	Ago.	Set.	Oct.	Nov.	Dic.	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	May.	Jun.	Jul.
Jul.86	-2,1	-1,0										
Ago.86		-0,9	0,4									
Set.86			0,4	2,2								
Oct.86				2,2	5,6							
Nov.86					5,5	2,4						
Dic.86						2,1	-1,4					
Ene.87							-1,6	-4,7				
Feb.87								-4,6	15,5			
Mar.87									15,0	3,8		
Abr.87										3,8	-0,1	
May.87											-0,3	5,8
Jun.87												5,9

Según puede observarse en dicho cuadro el error promedio un paso adelante entre AG86-JL87 fue de 3.7 puntos porcentuales (en valor absoluto) y se reduce a 2.7 si se excluye el error de abril de este año, el que arrastraría los efectos del ajuste del plan del 28 de febrero, especialmente el comentado anteriormente sobre la tasa de interés.

Al no apreciarse diferencias significativas en los

errores de predicción uno y dos pasos adelante, los errores registrados estarán mayormente asociados con la proximidad del ajuste muestral y no con las diferencias de realizarlo dentro y fuera de la muestra. Debe señalarse que los errores de predicción (excluyendo el mencionado valor de abril de 1987) están dentro de 1.4 σ . Asimismo, el estadístico χ^2 que compara las varianzas residuales dentro y fuera de la muestra (errores de predicción) (Véase DHYS, 1978), $\chi^2(12) = 19.23$ que incluye el de abril de 1987 no permite rechazar la hipótesis de no cambio estructural (al 5%).

Sin embargo, como este test no verifica la confiabilidad predictiva absoluta (sino relativa a la varianza de los residuos de estimación) y por la probabilidad de que importantes valores extremos -como el mencionado- afecten seriamente la distribución de errores de pronóstico, la capacidad predictiva de la regresión en consideración plantea algunas dudas, en particular, si se la evalúa no con respecto al objetivo de descripción sino de pronóstico.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo la especificación dinámica de la demanda de billetes y monedas de particulares (datos mensuales) fue realizada a través de un procedimiento en dos etapas utilizando métodos de Co-Integración.

En primer lugar se exploró si realmente existía una relación de largo plazo entre cantidad real de dinero y una variable transacciones, la cual presentaba problemas para aproximarla satisfactoriamente a nivel mensual. Los tests de Co-Integración si bien rechazaban tal hipótesis, en cambio, no permitieron hacerlo con respecto a una segunda hipótesis en que la relación de largo plazo postulada era entre cantidad real de dinero, transacciones y tasa de interés. Las desviaciones a dicha relación (los residuos estimados en esta primera etapa) fueron

incluidos en la parametrización de la estructura dinámica de la serie estudiada en una segunda etapa.

La especificación elegida finalmente permitió aproximar apropiadamente (de acuerdo a los estadísticos utilizados) el comportamiento de la demanda de billetes y monedas de particulares en la última década sobre todo teniendo en cuenta la heterogeneidad del período. Los valores extremos encontrados requirió, sin embargo, el uso de variables ficticias.

Dos observaciones deben realizarse con respecto al ajuste: i) la capacidad predictiva de la especificación elegida si bien parece satisfactoria -sobre la base de las correlaciones históricas "promedio" de las series utilizadas -estaría afectada por errores de predicción "extremos" como puede ser el de abril de 1987 y, ii) el efecto de las variaciones de precios (o de la tasa de inflación) sobre la demanda de dinero en su definición más restringida requiere mayor investigación; posiblemente, a través de un efecto asimétrico de los aumentos y disminuciones de la tasa de inflación con respecto a algún valor medio o postulando coeficientes variables por ejemplo, realizando sus estimaciones por medio de las técnicas de Kalman.

SERIES UTILIZADAS

Como paso previo se realizaron estimaciones irrestrictas probando distintas definiciones para las variables:

i) Precios (P): al consumidor, mayoristas (ambos niveles generales) y dos combinaciones de los mismos (50% y 50% y 66% y 33%).

ii) Tasa de interés (I): de los depósitos regulados a plazo (30 días) y una serie especialmente construida tratando de captar la de los depósitos no regulados (en los períodos pertinentes), siendo para el último período la correspondiente a un promedio de plazos.

iii) Transacciones (Y): PBI total, gasto agregado, total de mercancías y servicios disponibles, mensualizadas como distribución proporcional de los datos trimestrales.

Finalmente, fueron escogidas como "P" los precios al consumidor, como "I" la tasa del segmento libre y como "Y" el total de mercancías y servicios disponibles. Para "M" se utilizó el promedio mensual de saldos diarios de billetes y monedas en poder del público.

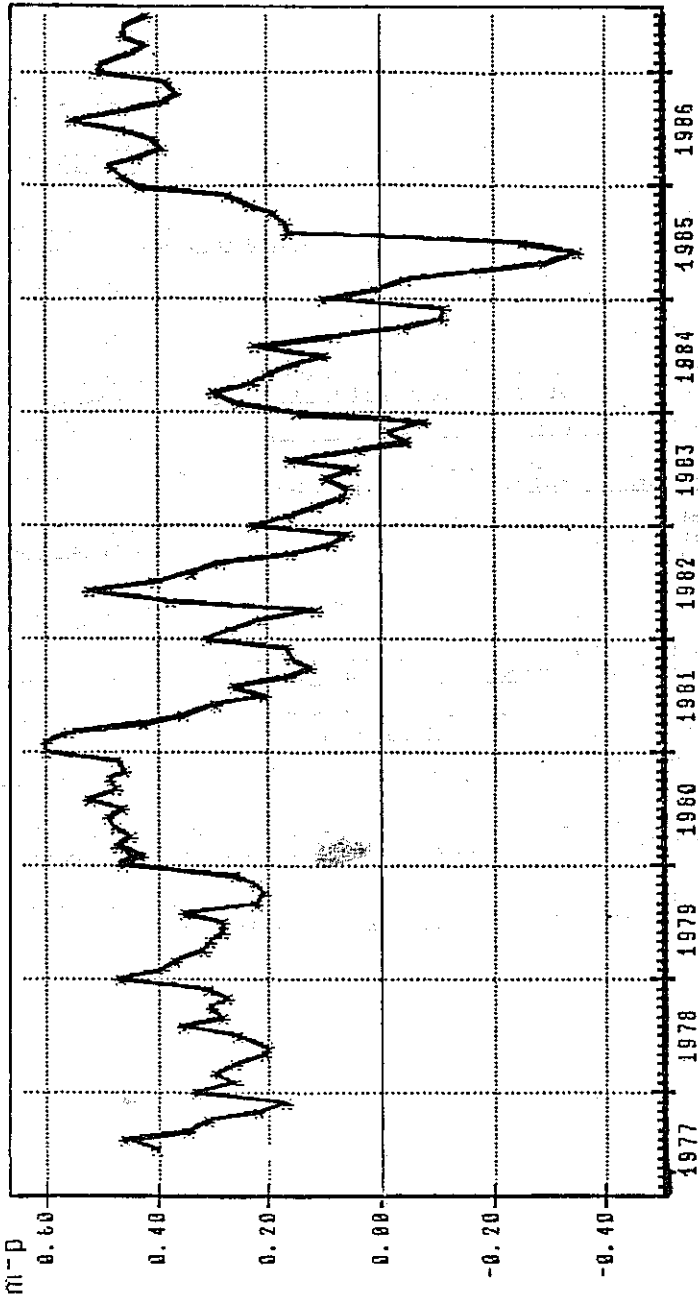
NOTAS

- 1/ Similares derivaciones pueden hacerse para el caso de crecimiento constante o "steady state" donde $y = C_y$ y $x = C_x$; C_y , C_x constantes.
- 2/ Para un análisis de las ventajas relativas a otras estructuras dinámicas véase por ejemplo, Hendry, Pagan and Sargan (1984).
- 3/ Véase también el número especial sobre Co-Integración del Oxford Bulletin of Economics and Statistics (1986).
- 4/ Puede probarse que A es único.
- 5/ La estimación de (3) puede evocar el problema de la "correlación espúrea" por el problema de sesgos en los errores estándares. Sin embargo, el objetivo aquí es solo buscar estimaciones de coeficientes para usar en la segunda etapa y evaluar, la hipótesis de equilibrio (véase Granger y Engle, 1987).
- 6/ Las series utilizadas se resumen en el Anexo, su elección se realizó sobre la base del desvío estándar de los residuos de ecuaciones irrestrictas comparando de a pares las distintas definiciones de las variables.
- 7/ Véase también para una aplicación del mismo a Jenkinson (1986).
- 8/ En general, la distribución de los tests está afectada por las características del proceso generador de los datos (Ver Hendry, 1986).
- 9/ Teniendo en cuenta la autocorrelación de tipo estacional detectada.
- 10/ Según el mencionado estudio de Monte-Carlo de Banerjee et al. (1986); sin embargo como estos mismos autores señalan la definición de un R^2 alto o bajo depende también de la especificación escogida; e-g cantidades nominales vs. reales.
- 11/ Alternativamente, se podrían interpretar como el exceso en la cantidad demandada u ofrecida.
- 12/ Los datos mensuales resultan de combinar linealmente los de trimestres consecutivos.
- 13/ Para las mismas variables ficticias en la forma irrestricta que en la ecuación restricta.
- 14/ La inclusión de cambios en los logaritmos de la tasa de interés (que aproxima a los porcentuales) se realizó por los efectos sobre el ajuste aunque la utilización de los cambios directos en dicha tasa serían más interpretables. La transformación logarítmica "suavizaría" el efecto de esta variable explicativa.
- 15/ Tal vez una formulación que ponderara en forma asimétrica las desviaciones positivas y negativas de la media sería aún preferible.
- 16/ Inestabilidades similares se encontraron con las otras parametrizaciones de precios probadas.
- 17/ Período para el cual generalmente se realizaran las predicciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

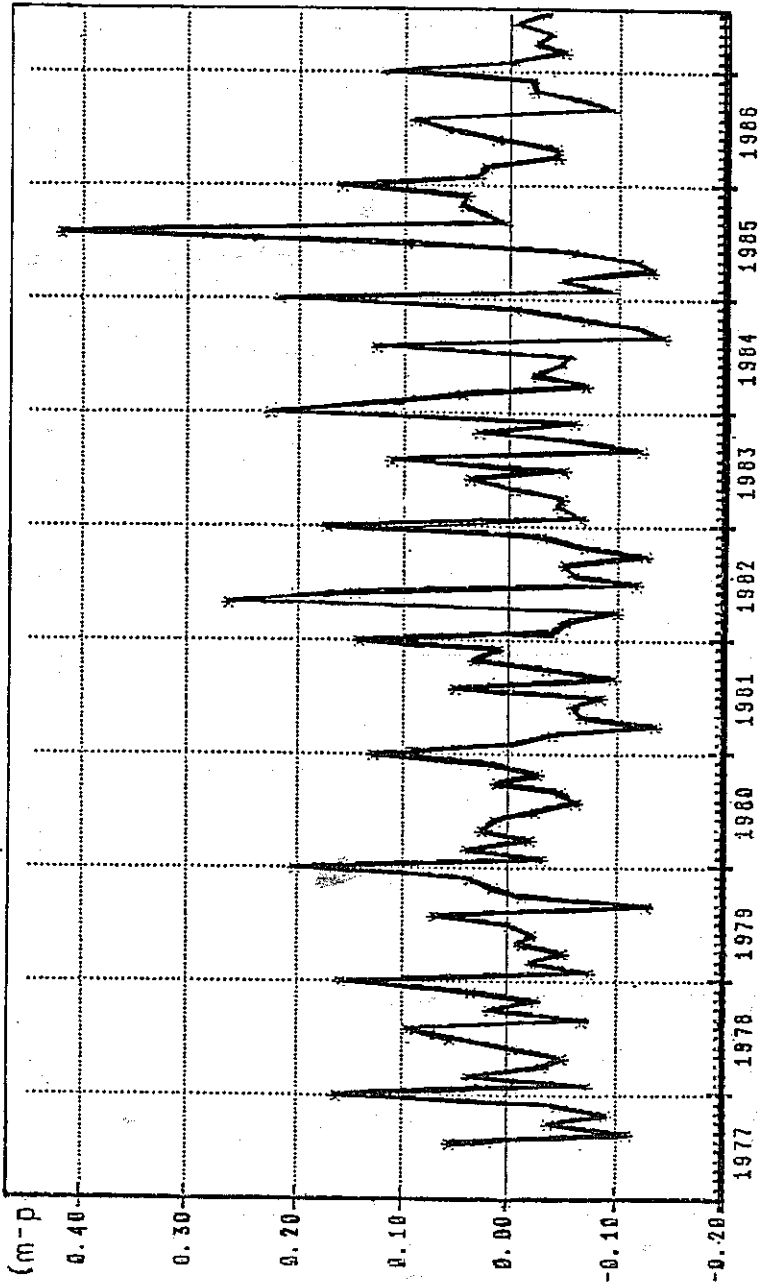
- BANERJEE A., DOLADO J., HENDRY D. and SMITH G. (1986) "Exploring Equilibrium Relationships in Econometric Models: Some Monte Carlo Evidence" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 3 pp. 253-277.
- DAVIDSON J., HENDRY D., YEO S., and SRBA F. (DHYS) (1978) "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the U.K." Economic Journal 88, December pp. 661-692.
- DICKEY D. and FULLER W. (1979) "Distributions of the Estimators for Auto-regressive Time series with a Unit Root" Journal of the American Statistical Association, Vol. 74 pp. 427-31.
- GRANGER C. and ENGLE R. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" Econometrica Vol. 55, March pp. 251-277.
- GRANGER C. and NEWBOLD P. (1977) "Forecasting Economic Time Series" New York: Academic Press.
- HALL S. (1986) "An Application of the Granger and Engle Two Step Estimation Procedure to U.K. Aggregate Wage Data", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 3, August, pp. 228-240.
- HARVEY A. (1981) "The Econometric Analysis of Time Series", London, Phillip Allen.
- HENDRY D. (1986) "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 3, August, pp. 201-212.
- HENDRY D. and MIZON G. (1978) "Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", The Economic Journal 88, pp. 549-563.
- HENDRY D., PAGAN A. and BARGAN J. (1984) "Dynamic Specification" in Handbook of Econometrics Vol. 2, Griliches Z. e Intrilligator M. Ed., North Holland op. cit. pp. 1024-1100.
- JENKINSON T. (1986) "Testing Neo-classical Theories of Labour Demand: An Application of Co-Integration Techniques" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 3, pp. 241-249.
- MIZON G. and HENDRY (1980) "An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specification", Review of Economic Studies 47, pp. 290-323.
- PHILLIPS A. (1957) "Stabilisation Policy and the Time Form of Lagged Responses", The Economic Journal 67, pp. 265-277.
- BARGAN J. (1964) "Wages and Prices in U.K.: A study in Econometric Methodology", in Hart P., Mills G. and Whitaken (eds.) Econometric Analysis for National Economic Planning, London, Butterworths.
- BARGAN J.D. and BHARGAVA (1983) "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random-Walk", Econometrica Vol. 51, pp. 153-74.

GRAFICO N° 1
Logaritmo de billetes y monedas de particulares en términos reales



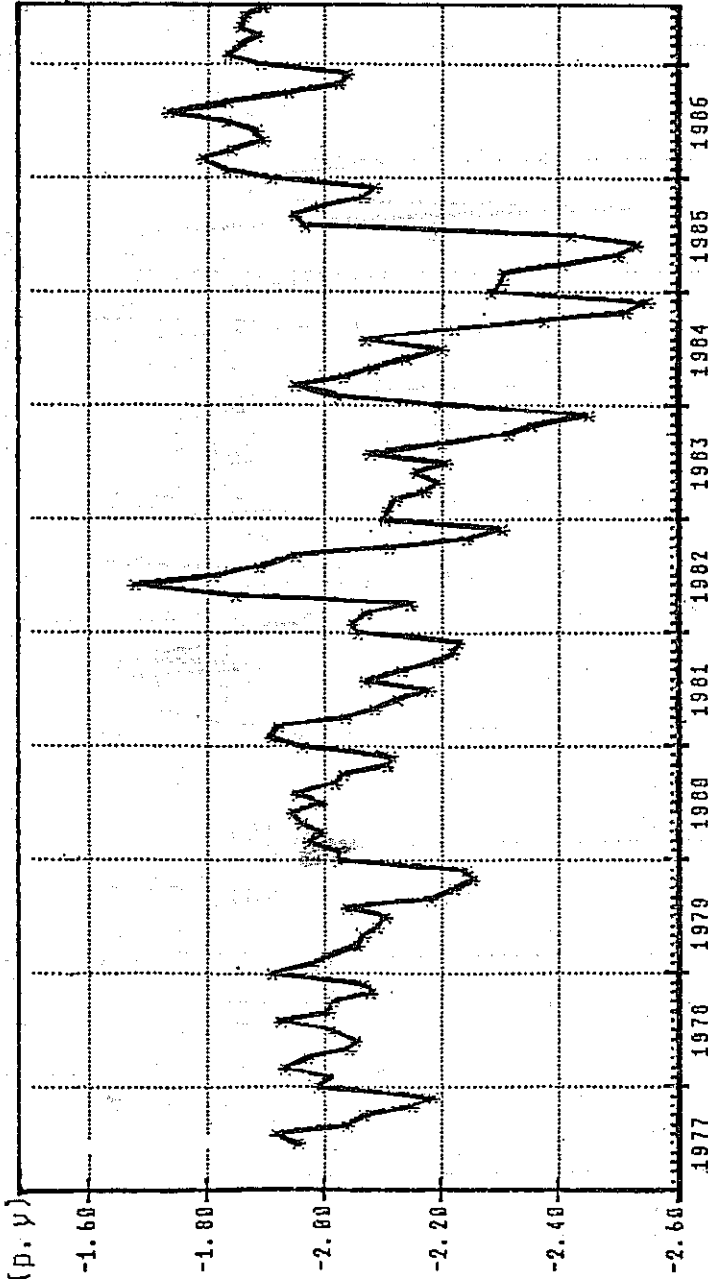
Centro de Estudios Monetarios y Bancarios Sector de Estadística

GRAFICO N°2 Primera diferencia logarítmica de billetes y monedas de particula-
res en términos reales



Centro de Estudios Monetarios y Bancarios. Sector de Estadística.

GRAFICO N° 3
Velocidad de circulación de billetes y monedas de particulares
(p. γ)



Centro de Estudios Monetarios y Bancarios. Sector de Estadística