

ECONOMETRÍA DINÁMICA: UNA APLICACIÓN A LA  
DEMANDA DE BILLETES Y MONEDAS EN  
PODER DEL PÚBLICO

HILDEGART AHUMADA\*

## I. Introducción

*"To the time series analyst's eyes, econometric models involve remarkably few lags. It has been said that when a time series analyst is unhappy with his model, he adds further lagged terms, but an unhappy econometrician is inclined to add further equations."*

Granger C.W.J. y Watson N.W., 1984 p. 1006

Como Granger y Watson (1984) expresan, los economistas y en particular, los econometristas se comportaron por muchos años como si no se dieran cuenta de que la mayor parte de los datos económicos están en la forma de series temporales o pensaron que ello no era realmente importante. En los últimos años los econometristas han aprendido a mirar más a los datos para especificar el modelo. Así han tendido a acercarse más al analista de series de tiempo, a pesar de subsistir diferencias en sus raíces conceptuales. Este trabajo presenta algunos aspectos de una metodología alternativa para el estudio econométrico de relaciones temporales, desarrollada a lo largo de la última década (Véase Hendry D. y sus coautores), la cual ha sido inspirada en los trabajos pioneros de Phillips, A.W. y Sargan, J.D. (principalmente, en sus clásicos artículos de 1954 y 1957, y 1964, respectivamente). Para poner este enfoque en perspectiva se compara, en la Sección II, la econometría (tanto estática como dinámica) con el análisis de series temporales.

(\*) Egresada de la U.N.L.P. y Oxford, miembro del Centro de Estudios Monetarios y Bancarios (CEMYB) del B.C.R.A.

les (desarrollado a partir del trabajo de Box y Jenkins, 1970). Asimismo, se enfatizan en la Sección III las diferencias entre la econometría tradicional y el nuevo enfoque. Luego, en la Sección IV se resumen los principales lineamientos a seguir para la especificación dinámica de un modelo econométrico. A continuación, en la Sección V, se ilustra esta metodología para el caso de la demanda de dinero en su definición más restringida. En la sección VI se presentan algunos comentarios finales y extensiones.

## II. La Econometría y el Análisis de Series de Tiempo.

Para ubicar temporalmente el nuevo enfoque se comparará, primero, el enfoque de la econometría estática con el del AST (análisis de series temporales), luego se discutirán los objetivos de la econometría dinámica que intenta recoger los aspectos positivos de ambos enfoques anteriores y finalmente, se mostrarán las diferencias subyacentes con respecto al AST.

La econometría tradicional ha sido en general estática como contrapartida al poco desarrollo teórico de los aspectos temporales de los modelos económicos. Además, el encontrar residuos autocorrelacionados en una regresión era una de las "patologías" a la que debía hacer frente el econometrista<sup>1</sup> que ignoraba su intrínseca relación con la forma temporal de los datos. Esta limitación de la econometría estática puede ilustrarse con referencia a la omisión de las características estacionales de las series económicas (Véase Granger C.W.J., 1980). Supongamos que una teoría económica sugiere un modelo de la forma:

$$y_t = a + bx_t + cz_t + e_t$$

También requerimos por los supuestos de teoría econométrica que  $e_t$  sea "ruido blanco". Pero si i)  $y_t$  tiene comportamiento estacional mientras  $x_t$  y  $z_t$  no lo tienen o, en general, ii)  $y_t$  no tiene comportamiento estacional, pero aunque sea sólo  $x_t$  o  $z_t$  si lo tienen<sup>2</sup>, entonces será claramente inconsistente que  $e_t$  sea "ruido blanco" (r.b.), o AR (1)

- (1) Ello está asociado a la metodología de la econometría tradicional que será discutida en la siguiente sección.
- (2) "En general", se refiere a que existe la posibilidad de que  $x_t$  y/o  $z_t$  sean estacionales pero que  $bx_t + cz_t$  no lo sea.

o siga cualquier otro modelo no estacional. Ese ejemplo intenta mostrar la importancia de analizar el comportamiento estadístico de las variables económicas a incorporar en un estudio econométrico.

Por otra parte, para el AST una serie de tiempo discreta  $x_t$ <sup>3</sup>, es decir una secuencia de observaciones tomadas a intervalos equidistantes, tiene detrás un proceso estocástico teórico  $x_t^*$  que puede ser completamente caracterizado por una función de distribución. Así el objetivo del AST es usar la serie observada para tratar de descubrir y describir la no observada secuencia teórica  $x_t^*$ . En otras palabras, son los "datos" los que proveen toda la información para la construcción del modelo estadístico.

Es conveniente recordar la performance predictiva de los modelos univariantes de series de tiempo para variables económicas, las cuales resultaron ser superiores a los pronósticos de conocidos modelos estructurales (véase por ejemplo Granger C.W.J. and Newbold P., 1977, Cap. 8) que cuentan con un considerable número de ecuaciones pero que, en general, están pobremente especificados desde un punto de vista dinámico.

Para el enfoque dinámico, el modelo econométrico debe ser la síntesis del modelo económico y del estadístico (véase, por ej., Hendry, Pagan y Sargan, 1984). No debe basarse sólo en el primero por que a pesar de la "dinamización" de la teoría económica, su actual desarrollo provee poca información "a priori" de la estructura de rezagos de las relaciones. Tampoco un modelo puramente estadístico puede ser suficiente para la descripción de datos generados por comportamientos económicos y cuyos procesos subyacentes pueden ser muy complejos de descubrir, en particular por el reducido tamaño de las muestras disponibles.

Resumiendo, la econometría dinámica considera que las series económicas son generadas a través de un proceso no observable ("Data generating process") y que el objetivo de la modelación económica es encontrar una aproximación a dicho mecanismo. Para ello utiliza todas las fuentes de información, es decir aquella basada en el análisis de los datos y en especial, la derivada de la teoría económica. Esta última comprende: los comportamientos de largo plazo (tal como la proporcionalidad del consumo al ingreso), las restricciones en los pa-

(3) Donde  $x_t$  puede ser un vector.

rámetros (por ejemplo: la elasticidad ingreso unitaria de la demanda de dinero) y las variables de interés (las explicativas), lo cual reduce considerablemente el conjunto de información necesaria para la modelización.

Con la "dinamización" de la econometría, la línea divisoria con el AST es mucho menos nítida pero, como Harvey (1981, cap. 7, p. 228) expresa, las diferencias surgen de las distintas actitudes hacia la especificación del modelo, básicamente en el rol de las variables explicativas. Es conveniente recordar que la mayor parte del instrumental del AST se origina en el trabajo de Box y Jenkins (1976), en el cual, en los ejemplos presentados, la variable explicativa es un "input" de un sistema físico. Así el AST tiene en sus orígenes el objetivo de "predicciones" de observaciones generadas por un experimento controlado y no presta importancia a si otras variables explicativas deben ser incluidas en el modelo. En cambio, la econometría tiene como objetivo la estimación de relaciones de comportamiento de datos no experimentales. Además de la estructura dinámica del modelo, la econometría trata una cuestión más fundamental: cuáles son las variables a incluir en el modelo.

Para resumir, mientras que el AST "supone" que una variable (o un vector de ellas)  $x_t$  "trasladan" su efecto sobre otra (u otro vector)  $y_t$  por medio de un filtro lineal, la econometría centra su interés en la determinación de las relaciones entre  $x_t$  e  $y_t$  (o un subconjunto de ellas).

### III. La Econometría Tradicional y el Nuevo Enfoque.

Es posible resumir las diferencias entre la econometría tradicional y la del nuevo enfoque notando que, mientras en la primera se procede de lo particular (o restringido) a lo general (o irrestricto), la segunda sigue el camino opuesto. Veamos, en primer término como es la práctica econométrica tradicional deriva de los libros de texto. En general, se parte de un modelo, dado por la teoría económica, digamos:

$$Y = X\beta + U$$

el cual se considera que satisface los clásicos supuestos de regresión lineal y se estima el vector de coeficientes  $\beta$  por mínimos cuadrados

ordinarios (MCO). Sin embargo, el econometrista debe verificar que ninguna de las "patologías" (ver Gilbert, 1986) de los estimadores, es decir, autocorrelación de los residuos, multicolinealidad, heteroscedasticidad, simultaneidad, etc., se hallan presentes. Nótese que estas "patologías" constituyen los capítulos especiales, o los problemas al modelo general, de los libros tradicionales de econometría.

Este tipo de práctica queda más claramente ilustrado con relación al problema de correlación serial de los residuos. Es muy común que el primer paso en la búsqueda del modelo econométrico sea uno estático, tal como:

$$y_t = \beta_1 x_t + u_t \quad (1)$$

y se evalúe el "problema" de la autocorrelación de  $u$  a través del estadístico de Durbin-Watson. Si el DW no alcanza a 2, entonces se supondrá que un modelo AR (1) es aplicable a los residuos, es decir que:

$$u_t = \beta_3 u_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{donde } \epsilon_t \text{ (r.b.)} \quad (2)$$

y se "corregirá" el modelo, por ejemplo, a través del método de Cochrane-Orcutt (C.O.).

Sabemos que el estadístico DW fue originalmente, y es todavía hoy en su mayor parte<sup>4</sup> construido como un test de ausencia de autocorrelación contra la hipótesis alternativa de residuos auto-regresivos de orden 1. Sin embargo, es conveniente recordar que el rechazo de la hipótesis mantenida no implica la aceptación de la alternativa, comportamiento implícito en el procedimiento antes descrito: Si el DW es significativamente distinto de 2, entonces se corrige el modelo por C.O. Este tipo de práctica puede llevar a la imposición de falsas restricciones.

Nótese que reemplazando (2) en (1) y luego obteniendo  $u_{t-1}$  defasando, se obtiene:

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_3 u_{t-1} + \epsilon_t$$

(4) Una excepción es el test de Wallis (1972) para verificar la ausencia de autocorrelación de tipo estacional.

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_3 (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

lo cual implica que sobre el modelo más general

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim \text{r.b.} \quad (4)$$

se está imponiendo la siguiente restricción:

$$\beta_2 = -\beta_1 \beta_3$$

En el enfoque dinámico, un modelo del tipo (4) sería el punto de partida de la "especificación" econométrica<sup>5</sup> donde  $\epsilon_t$  resulta r.b. por construcción, o sea por la introducción de rezagos suficientemente largos en  $x$  e  $y$ . Un modelo del tipo (3), es decir uno que supone una relación contemporánea entre las variables más residuos AR (1), (ecuaciones (1) y (2)) podría resultar si los tests sobre la restricción de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  así lo indicaran. Debe señalarse que el modelo (1) - (2) surgiría como una simplificación posible, entre varias alternativas y no como un "inconveniente" al modelo propuesto. (Ver, Hendry y Mizon, 1978).

Otras posibles simplificaciones del modelo general (4) para el caso de una sola variable explicativa y un solo rezago, es decir un Auto-regresivo de Rezagos Distribuidos de primer orden AD (1,1), se presentan en el siguiente cuadro:

CUADRO N° 1

Tipología de modelos dinámicos para una variable explicativa			
Tipo	Clase AD	Ecuación	Restricción sobre (4)
(A) Regresión Estática	AD (0,0)	$y_t = \beta_1 x_t + \epsilon_t$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$
(B) Serie de tiempo Modelo Univariado	AD (1,0)	$y_t = \beta_3 y_{t-1} + \epsilon_t$	$\beta_1 = \beta_2 = 0$

(5) Se enfatiza la palabra "especificación" (specification) de un modelo como un procedimiento alternativo a la búsqueda de un modelo a través de la "falta de especificación" del que se ha propuesto inicialmente (misspecification search).

cont. cuadro 1

Tipo	Clase AD	Ecuación	Restricción sobre (4)
(C) Datos en diferencia o tasa de crecimiento	AD (1,1)	$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + e_t$	$\beta_3 = 1 \quad \beta_2 = -\beta_1$
(D) Indicador Anticipado	AD (0,1)	$y_t = \beta_2 x_{t-1} + e_t$	$\beta_1 = \beta_3 = 0$
(E) Ajuste Parcial	AD (1,0)	$y_t = \beta_1 x_t + \beta_3 y_{t-1} + e_t$	$\beta_2 = 0$
(F) Rezagos Distribuidos	AD (0,1)	$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + e_t$	$\beta_3 = 0$
(G) Factor común: Errores AR (1)	AD (1,1)	$y_t = \beta_1 x_t + u_t$ $u_t = \beta_3 u_{t-1} + e_t$	$\beta_2 = -\beta_1 \beta_3$
(H) Corrección de errores	AD (1,1)	$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + (1-\beta_3)(x \cdot y)_{t-1} + e_t$	$\sum \beta_1 = 1$
(I) Comienzo retardado/forma reducida	AD (1,1)	$y_t = \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + e_t$	$\beta_1 = 0$

Las propiedades y limitaciones de estos modelos se discuten en Hendry, Pagan y Sargan (1984), Hendry (1979) y Hendry y Richard (1983).

Esta tipología puede fácilmente extenderse al caso más general AD ( $m_0, m_1, \dots, m_k$ ) donde  $m_0$  indica los máximos rezagos de la variable dependiente y  $m_1, \dots, m_k$  los de las  $k$  variables explicativas, es decir:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m_0} \alpha_{0i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{m_j} \alpha_{ji} x_{t-i} + e_t \quad (5)$$

Nótese que en este tipo de modelos se excluyen errores del tipo promedios móviles MA (q)<sup>6</sup>. Un modelo AD ( $m_0, m_1, \dots, m_k$ ) no sólo es atractivo para un economista desde el punto de vista de estimación, sino que en muchos casos son los adecuados para la descripción del PGD si  $m$  es apropiadamente elegido. Conviene recordar aquí que un proceso MA puede ser razonablemente aproximado por uno AR, lo suficientemente largo.

#### IV. Selección del modelo dinámico apropiado.

La metodología propuesta consiste en realizar la búsqueda del modelo dinámico apropiado partiendo de una forma general e irrestricta y realizando luego simplificaciones, en la medida que las restricciones impuestas sean evaluadas por los tests relevantes ("specification search"). Este camino difiere del seguido habitualmente en la práctica econométrica que "supone" un modelo particular y lo compara con otros más generales ("misspecification search"), como fue comentado en la parte I.

En consecuencia, el primer paso sería la determinación de la forma irrestricta inicial. Obviamente esto plantea el problema de cuan general deberá ser (Ver Mizon and Hendry, 1980) y algún test sobre la "falta de especificación" de esta hipótesis deberá efectuarse.

Determinar la hipótesis inicial implica seleccionar los argumentos del modelo AD ( $m_0, m_1, \dots, m_k$ ) (Ver ecuación (5)). La teoría económica brindará información sobre cuales serán las potenciales variables explicativas a considerar, es decir sobre las  $k$ . Por otra parte, los  $m_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) estarán limitados por la dimensión de las muestras disponibles con relación al número de variables explicativas incluidas, es decir por los grados de libertad con que se puede contar. Generalmente, es aconsejable que los  $m$  no sean menores que el orden del rezago estacional por ejemplo, los de orden 4to. (t-4) para datos con periodicidad trimestral. Un estudio preliminar de los correlogramas de las series contribuiría con la selección de los  $m_j$ , por ejemplo en la medida que sea posible detectar las series con marcado comportamiento estacional.

(6) Generalizando (2) con errores MA (q) se obtienen modelos ARMAX o funciones de transferencia. (Ver por ejemplo, Harvey, 1981).



Para verificar si el modelo AD ( $m_0, m_1, \dots, m_k$ ) seleccionado<sup>7</sup> como hipótesis inicial es adecuado, deben realizarse básicamente tests sobre autocorrelación residual además de evaluar si la "bondad del ajuste" es satisfactorio.

Una característica de esta estimación irrestricta que puede parecer un inconveniente a primera vista es la presencia de multicolinealidad ya que se incluyen varios rezagos de una misma variable.

Sin embargo, es probable que el problema de colinealidad se de junto con el de "variables omitidas" y que agregando las variables rezagadas se solucione el sesgo derivado de su exclusión. El valor "t" puede aumentar si se agregan variables altamente (pero no perfectamente) correlacionadas si son importantes para la explicación de  $y_t$ . (Ver DHYS, 1978).

Asimismo, conviene recordar que una forma del tipo de la ecuación (5) nunca será el modelo final que se tome como una aceptable representación del PGD de  $y_t$ . Para que los coeficientes sean interpretables individualmente se requerirá la ortogonalidad de las variables explicativas. Sin embargo, esta puede muchas veces obtenerse con una adecuada parametrización. Por ejemplo, si en el modelo:

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + e_t$$

$x_t$  y  $x_{t-1}$  están altamente correlacionadas, como es probable, esta ecuación puede reescribirse (y estimarse) como<sup>8</sup>:

$$y_t = \gamma_1 \Delta x_t + \gamma_2 x_{t-1} + e_t$$

donde  $\gamma_1 = \beta_1$  y  $\gamma_2 = \beta_1 + \beta_2$

Ya que el nivel de  $x_{t-1}$  y el cambio ( $\Delta x_t$ ) serán, muy frecuentemente, casi independientes se llegará a una reformulación satisfactoria. En la sección anterior, también fueron presentados otros ejemplos de simplificaciones tales como (H) con respecto a (1). (Ver también DHYS, 1978).

(7) Si las  $k$  variables explicativas son exógenas débiles (Ver Engle et al, 1983) para los parámetros de interés, la estimación de los  $\alpha_{ji}$  en la ecuación (5) podrá realizarse por mínimos cuadrados ordinarios.

(8) Sumando y restando  $\beta_1 x_{t-1}$ .

La obtención de formas más parsimoniosas a partir de un modelo AD ( $m_0, m_1 \dots m_k$ ) (o ecuación (5)) puede resumirse en dos vías: i) restringiendo a cero los coeficientes relativamente pequeños a sus errores estándares y ii) probando distintos rezagos para los niveles, y diferentes rezagos y órdenes para las diferencias, tratando de lograr ortogonalidad. En un mundo completamente ortogonal, el proceso de simplificación sería directo; como en la práctica no lo es, el proceso de búsqueda es uno de "prueba y error".

Todas las restricciones impuestas vía i) y/o ii) deben ser asimilables por los datos, por lo cual, los tests sobre la validez de las mismas deben llevarse a cabo cada vez que se realice una simplificación<sup>9</sup>.

Finalmente, el modelo que se considere apropiado para describir el PGD de  $y_t$  deberá ser exhaustivamente evaluado de acuerdo con los criterios de "Coherencia con los datos", "Confiabilidad de las predicciones y constancia de los parámetros", "Condicionamiento Válido", "Consistencia con la teoría" y posiblemente, "Englobamiento", (Véase, Hendry 1983 y DHYS, 1978).

## V. Un ejemplo: la demanda de billetes y monedas.

Esta sección presenta los resultados obtenidos hasta el momento en el estudio econométrico de la demanda de dinero, en su concepto más restringido de billetes y monedas en poder de particulares<sup>10</sup>. En esta primera etapa se seleccionó un conjunto de definiciones<sup>11</sup> para las variables explicativas -transacciones, ingreso o riqueza y el costo de oportunidad- y se intentó determinar empíricamente los rezagos de la relación para series trimestrales en el lapso 1970-1986.

Para la especificación del modelo dinámico se partió del siguiente modelo Autoregresivo de rezagos Distribuidos AD (4,4,4,4).

- (9) Por ejemplo el test F, de significación conjunta de los parámetros adicionales en la forma irrestricta.
- (10) Debe señalarse que la presentación de estos resultados preliminares responde al objetivo de ilustrar la metodología y asimismo, servir como base de discusión para los siguientes pasos.
- (11) En general, se tomaron aquellas que dieron mejores resultados a Dabos M. y Demaestri E. para el período junio 1977 - julio 1982.

$$m_t = \alpha_0 + \beta_j \sum_{j=1}^4 m_{t-j} + \sum_{j=0}^4 [\gamma_{1j} y_{t-j} + \gamma_{2j} \Delta_1 p_{t-j} + \gamma_{3j} i_{t-j}] \quad (6)$$

donde  $\Delta_1 x_t = x_t - x_{t-1}$  y las letras minúsculas corresponden a los ln de

M = billetes y monedas en particulares (M') deflacionadas por el índice precios al consumidor ( $M = M'/P$ )

Y = mercaderías y servicios disponibles a precios de 1970

P = índice de precios al consumidor

I = tasa de interés de depósitos a 30 días (regulada)

Varias observaciones deben hacerse con respecto a la ecuación (6). La elección del 4to. orden como máximo rezago se debió, por una parte, a los grados de libertad disponibles y por otra, al objetivo de incluir, al menos, el rezago de tipo estacional, también para algunas de las pruebas iniciales se incluyeron 5 defasajes pero sin obtener diferencias significativas en la varianza residual.

La especificación logarítmica fue preferida a la lineal en niveles, de acuerdo con el criterio propuesto por Sargan (1964), es decir por la comparación de los desvíos estándares de los residuos (los del último caso estandarizados por la media muestral de la variable dependiente). También con relación a la forma funcional, se probó incluir el ln de (1+I) en reemplazo del ln I. Esta prueba resultó insatisfactoria en términos de estabilidad de parámetros entre los dos períodos muestrales que se comentan más adelante.

Como aproximación a las "transacciones", el "ingreso" o la "riqueza" se tomó, originalmente, el PBI a precios de 1970, pero fue sustituido por la serie de mercaderías y servicios disponibles ya que el primero implicaba una relación contemporánea negativa entre tal variable y la cantidad de dinero demandada (según la estimación de  $\gamma_{10}$ ) y en consecuencia, cualquier parametrización que se eligiera carecería de interpretación económica.

Si bien en las formas irrestrictas como (6) es probable encontrar colinealidades importantes, se evitó aumentarlas considerablemente tra-

bajando con variables nominales como los saldos monetarios y precios. Por ello, los primeros fueron deflacionados por el promedio de los precios al consumidor y los segundos, incluidos como variable explicativa en términos de primeras diferencias logarítmicas.

Se consideró conveniente realizar las estimaciones irrestrictas para dos períodos muestrales que reflejaran posibles diferencias de "regímenes" entre el período anterior y posterior a la reforma de junio de 1985. Las estimaciones mínimo-cuadráticas de (6) hasta II-86 y II-85 se presentan en el cuadro N° 2, donde T es el número de observaciones  $\hat{\sigma}$  es el desvío estandar de los residuos, n (J) es el estadístico  $X^2$  basado en el correlograma de residuos de longitud J,

$$n(J) = T \sum_{j=1}^J \rho_j^2 \quad (\rho_j \text{ es el coeficiente de autocorrelación de orden } j)$$

$d_j$  son las constantes en la regresión, es decir,  $d_0 = 1$  para  $t = 1 \dots T$  y los estadísticos "t", en valor absoluto, figuran entre paréntesis.

Como puede observarse en el cuadro 2, no parece haber cambios importantes entre los dos períodos muestrales excepto una reducción significativa en la varianza de los coeficientes de la tasa de interés contemporánea y con rezagos de un período. Además los efectos parecen "agotarse" a partir del orden 3, en particular, no habría que incluir rezagos de tipo estacional. Los estadísticos parecen indicar que el ajuste es satisfactorio con respecto a la "proximidad" a la serie observada y a la ausencia de autocorrelación residual, aunque los valores pequeños de n son sólo una condición necesaria pero no suficiente para el último aspecto debido a la inclusión de la variable dependiente rezagada<sup>12</sup>.

(12) Un test apropiado es el del Multiplicador de Lagrange pero no es indicado para estas formas irrestrictas debido a los grados de libertad necesarios para su construcción.

CUADRO N<sup>o</sup> 2

## 1.1. Estimación irrestricta I-71 / II-86

	j				
	0	1	2	3	4
$m_{t,j}$	-1	1.11 (6,7)	-0,31 (1,3)	-0,07 (0,3)	0,07 (0,4)
$y_{t,j}$	-0,04 (0,2)	0,72 (3,0)	-0,50 (2,0)	-0,14 (0,5)	-0,03 (0,3)
$\Delta_1 P_{t,j}$	-0,66 (5,0)	0,61 (3,4)	0,06 (0,3)	-0,23 (1,2)	0,04 (0,3)
$i_{t,j}$	-0,14 (3,7)	0,13 (2,5)	-0,08 (1,4)	0,08 (1,3)	-0,02 (0,5)
$d_j$	-0,24 (0,3)				
T = 62		$R^2 = 0,954$	$\hat{\sigma} = 0,068$	$n(14) = 5,43$	

## 2.2 Estimación irrestricta I-71 / II-85

	j				
	0	1	2	3	4
$m_{t,j}$	-1	1.08 (6,3)	-0,25 (1,0)	-0,06 (0,3)	0,04 (0,2)
$y_{t,j}$	-0,16 (0,6)	0,78 (3,1)	-0,51 (2,0)	-0,17 (0,5)	-0,07 (0,3)
$\Delta_1 P_{t,j}$	-0,69 (5,1)	0,60 (3,2)	0,13 (0,6)	-0,15 (0,7)	-0,04 (0,3)
$i_{t,j}$	-0,17 (2,3)	0,10 (1,0)	-0,09(0,9)	0,14 (1,4)	-0,03 (0,4)
$d_j$	-0,28 (0,4)				
T = 58		$R^2 = 0,955$	$\hat{\sigma} = 0,069$	$n(14) = 6,81$	

En el proceso de búsqueda de una especificación más parsimoniosa algunas simplificaciones resultaron claras tal como la inclusión de la variable dependiente y de las explicativas en forma de primera diferencia, del efecto de "y" sólo con rezagos, etc. Sin embargo, se encontraron algunas serias dificultades para la parametrización de los coeficientes de la tasa de interés y precios aparentemente debido a colinealidades. Asimismo, se requirió incluir variables ficticias para los períodos que comienzan el II-76 ( $d_1$ ), III-85 ( $d_2$ ) y para el de la guerra de Malvinas ( $d_3$ ). Debe notarse que es probable que las estimaciones irrestrictas no las requieran, en especial a  $d_1$ , ya que los residuos tienden a "suavizarse" en los períodos siguientes porque los  $m_{t-j}$  contienen la "nueva información".

Después de sucesivas pruebas se consideró como representación del proceso que genera la serie de billetes y monedas en poder del público a la siguiente formulación que para el período muestral mayor es:

$$\begin{aligned} \Delta_1 m_t = & -0,54 + 0,77 \Delta_1 y_{t-1} - 0,63 \Delta_1^2 p_t - 0,15 \Delta_1 i_t - 0,19 (m-y)_{t-1} \\ & (3,5) \quad (6,1) \quad (8,1) \quad (5,1) \quad (3,5) \\ & + 0,37 \Delta_1 m_{t-1} - 0,13 d_1 - 0,17 d_2 + 0,21 d_3 \\ & (5,3) \quad (3,6) \quad (3,4) \end{aligned} \quad (7)$$

$$T = 62 \quad R^2 = 0,81 \quad \hat{\sigma} = 0,057 \quad n(15) = 12,33 \quad h = 1,17 \quad z_7 (14,39) = 0,49$$

y para el período anterior a la reforma de 1985:

$$\begin{aligned} \Delta_1 m_t = & -0,60 + 0,69 \Delta_1 y_{t-1} - 0,68 \Delta_1^2 p_t - 0,16 \Delta_1 i_t - 0,21 (m-y)_{t-1} \\ & (3,8) \quad (5,0) \quad (8,1) \quad (3,5) \quad (3,9) \\ & + 0,42 \Delta_1 m_{t-1} - 0,15 d_1 + 0,20 d_3 \\ & (5,2) \quad (3,9) \quad (3,3) \end{aligned} \quad (8)$$

$$T = 58 \quad R^2 = 0,76 \quad \hat{\sigma} = 0,056 \quad n(14) = 12,52 \quad h = 0,79 \quad z_7 (14,36) = 0,46$$

donde  $h$  es el estadístico que corrige el coeficiente de autocorrelación de primer orden cuando la variable dependiente es incluida con un reza-

go y  $z_7$  es el estadístico F para evaluar la validez de las restricciones de la forma simplificada con respecto a la original (comparando la suma de los cuadrados de los residuos) y

$$\begin{aligned} d_1 &= 1 \text{ para el período II-76/II-85, cero en el resto} \\ d_2 &= 1 \text{ para el período III-85/II-86, cero en el resto} \\ d_3 &= 1 \text{ para el trimestre II-82, cero en el resto.} \end{aligned}$$

Los estadísticos mencionados indican que el ajuste es en general, satisfactorio. Las formas descriptas (7) y (8) pueden considerarse como válidas simplificaciones de las estimaciones del cuadro 2<sup>13</sup> conforme a  $z_7$ . También si se comparan los coeficientes del mencionado cuadro con los resultantes de (7) y (8), que se resumen en el cuadro 3, no parecen haberse excluido efectos significativos y las variables explicativas presentan en la mayoría de los casos coeficientes de magnitudes similares, exceptuando que los de  $y_t$  son mayores en las formas restringidas.

CUADRO N° 3

## 3.1. Coeficientes resueltos en la ecuación (7)

	j				
	0	1	2	3	4
$m_{t-j}$	-1	1.18	-0,37	—	—
$y_{t-j}$	—	0,96	-0,77	—	—
$\Delta_1 p_{t-j}$	-0,63	0,63	—	—	—
$i_{t-j}$	-0,15	0,15	—	—	—
$d_j$	-0,54	-0,13	-0,17	0,21	

(13) Se agregaron  $d_1$ ,  $d_2$  y  $d_3$  para la comparación de las sumas de los cuadrados de los residuos.

## 3.2. Coeficientes resueltos de la ecuación (8)

	j				
	0	1	2	3	4
$m_{t-j}$	-1	1.21	-0,42	-	-
$y_{t-j}$	-	0,90	-0,69	-	-
$\Delta_1 p_{t-j}$	-0,68	0,68	-	-	-
$i_{t-j}$	-0,16	0,16	-	-	-
	-0,60	-0,15	0,20	-	-

Asimismo, no se detectan diferencias significativas entre las dos muestras, resultando en el período más largo algo superior la proximidad del ajuste pero mayor el estadístico  $h$ , si bien, a los niveles tradicionales es no significativo. Para verificar la ausencia de autocorrelación residual en dicho período, también se construyó el estadístico del multiplicador de Lagrange basado en el  $R^2$  de la regresión de los residuos con todas las variables explicativas más los residuos defasados hasta el orden 5to. (Ver Harvey, 1981, cap. 5). Este estadístico en su forma  $F$ ,  $Z_5(5,34) = 0,34$ , permite aceptar la hipótesis de ausencia de autocorrelación hasta de orden 5to., no mostrando coeficientes significativos ninguno de los residuos rezagados.

La parametrización elegida también parece respetar en general la ortogonalidad de las variables explicativas, como puede observarse en la matriz de correlaciones presentadas en el Cuadro 4. Una excepción sería el caso del coeficiente de correlación entre  $(m-y)_{t-1}$  y  $d_1$ , debiéndose tener en cuenta que tal vez los coeficientes de dichas variables no estén bien determinados individualmente. Sin embargo, la variabilidad entre muestras estaría solamente asociada a cambios en el proceso de la primera ya que la segunda es una variable ficticia.



## CUADRO N° 4

## Coeficientes de correlación simple

	$\Delta_1 m_t$	$\Delta_1 y_{t-1}$	$\Delta_1^2 Pt$	$\Delta_1 i_t$	$(m-y)_{t-1}$	$\Delta_1 m_{t-1}$	$d_1$	$d_2$
$\Delta_1 y_{t-1}$	0,23							
$\Delta_2^2 Pt$	-0,69	0,13						
$\Delta_1 i_t$	-0,60	0,14	0,52					
$(m-y)_{t-1}$	0,22	0,01	0,23	0,22				
$\Delta_1 m_{t-1}$	0,09	0,05	0,26	0,08	0,15			
$d_1$	-0,14	-0,06	0,07	0,12	-0,77	-0,09		
$d_2$	0,38	0,01	-0,33	-0,47	-0,17	0,30	-0,32	
$d_3$	-0,21	-0,20	-0,11	-0,00	-0,07	0,03	0,10	-0,03

Para verificar la estabilidad de coeficientes y la confiabilidad de las predicciones se analizó el estadístico de Chow ( $Z_3$ ) para comparar (7) y (8) - que además incluye  $d_2$ ;  $Z_3(4,50) = 1.035$ , no indica cambios significativos de parámetros entre tales períodos. Sin embargo, la performance predictiva para el período III-84/II-86 no es satisfactoria. La distribución de los errores de pronósticos se encuentra concentrada alrededor del 11% (con 4 de los 8 errores) pero además presenta extremos cercanos al 2% (III-84) y 30% (I-86). Debe señalarse que en dicho lapso el mayor coeficiente de variación corresponde a la constante, seguido del de  $(m-y)_{t-1}$ , ambos cercanos al 12%; el resto es menor al 5%, siendo el de la aceleración inflacionaria sólo 2,4%.

Las ecuaciones (7) y (8) pueden interpretarse como describiendo el comportamiento de los saldos reales de billetes y monedas de par-

ticulares en el corto plazo: sus cambios ( $\Delta_1 m_t$ ) dependen (con los signos esperados) de los de las "transacciones" -con demora de un período- ( $\Delta_1 y_{t-1}$ ), de la "aceleración" inflacionaria ( $\Delta_1^2 p_t$ ), de las variaciones en la tasa de interés ( $\Delta_1 i_t$ ) y del comportamiento pasado de su propio cambio ( $\Delta_1 m_{t-1}$ ). Asimismo, varía de acuerdo con la relación pasada entre los saldos y el ingreso nominal  $(m - y)_{t-1} = \ln \frac{M}{PY}$ , es decir la inversa de la velocidad de circulación.

Este último término es de especial importancia. Por una parte, implica que si en el período pasado los saldos monetarios son mayores a una "cierta" proporción del ingreso nominal, este "desequilibrio" disminuirá el crecimiento (o aumentará la disminución) de las cantidades demandadas -y viceversa en el caso de que se encuentren por debajo- de modo de alcanzar la relación deseada; por dicho efecto este modelo es del tipo de "corrección de errores" (ver Davidson et. al., 1978). Al incluir los "desequilibrios", además, no necesita suponer que se está "sobre" la función de demanda y por lo tanto evita los problemas de identificación. También supone cierta "racionalidad" de los agentes ya que no incurrirían en errores sistemáticos en la relación. Por otra parte, este tipo de formulación "engloba" niveles y diferencias permitiendo por presencia de los primeros ver las relaciones en el largo plazo o de crecimiento "sostenido" a una tasa constante (que puede ser nula).

Si bien se destaca el efecto de la aceleración de los precios y el de variaciones en las tasas de interés como variables explicativas en un contexto inflacionario como el de Argentina, no resulta satisfactorio que en la parametrización no se hubiese podido incluir ni variaciones de precios ni la tasa de interés en algún período, los cuales deberían usarse para describir la relación de largo plazo. Los intentos, de incorporar tanto las variaciones junto a la aceleración de precios implicó pérdidas de significatividad en la primera o autocorrelación residual si se excluye la segunda; tampoco fueron exitosas las pruebas de "separar" los efectos de la tasa "real" de interés de la variación de precios, mostrándose dicha tasa sistemáticamente no significativa.

Finalmente, la formulación de largo plazo correspondiente al período muestral mayor, ecuación (7),<sup>14</sup> sería para el caso de crecimiento de la economía a tasa  $v$  e inflación constante  $\pi$ , es decir:

(14) En el largo plazo (7) es estable ya que las raíces de esta ecuación en diferencia, son complejas de módulo igual a 0,6.

$$\begin{aligned} \Delta_1 y = v \quad \Delta_1 p = \pi_1 \quad \Delta_1 \text{Ln}M' = \pi_2 \quad \Delta_1 i = 0 \\ \pi_2 - \pi_1 = -0,54 + 0,77 v - 0,19 (m-y) + 0,37 (\pi_2 - \pi_1) \\ - 0,13 d_1 - 0,17 d_2 + 0,21 d_3 \end{aligned} \quad (9)$$

entonces,

$$M' = K YP \quad (10)$$

donde  $K \sim$  exponente  $[-2,84 + 4,05 v - 3,32 (\pi_2 - \pi_1) - 0,68 d_1 - 0,89 d_2 + 1,10 d_3]$

es decir, para una situación de "crecimiento constante", la muestra no rechaza la hipótesis de proporcionalidad entre saldos monetarios e ingreso nominal<sup>15</sup> dependiendo esta proporción de las magnitudes del crecimiento ( $v, \pi$ ) y del "régimen" vigente ( $d_i$ ) -pero no del nivel de la tasa de interés-

Como ejemplo numérico puede suponerse un crecimiento de las transacciones (entre trimestres)  $v = 1\%$ , una inflación constante al  $3\%$  (entre trimestres)  $\pi_1 = 3\%$  y los saldos monetarios aumentando a la tasa  $\pi_1 + v = 4\%$ , entonces, para el presente "régimen",  $K = 0,0242$ , o en las mismas unidades, el stock de billetes y monedas mantendrá una relación de 2,42 veces el nivel monetario de las transacciones.

Un aspecto poco satisfactorio de esta formulación es también que los coeficientes de  $d_1$  y  $d_2$  no resultan significativamente distintos, y que los intentos de resumirlos en uno solo -incorporando una variable ficticia que tome valores iguales a 1 para el período II-76/II-86- implicaron que la hipótesis de autocorrelación de primer orden no podía rechazarse. Esta falta de especificación, si bien puede asociarse a problemas con modelación de los rezagos, podría asimismo reflejar la influencia de alguna variable omitida. En particular si la misma se mueve en forma de "escalones", entonces  $d_1$  y  $d_2$  captarían los efectos de estas constantes y por otra parte, la exclusión de  $d_2$  se traduci-

(15) Sin embargo, debe recordarse que justamente los coeficientes resueltos de  $y_t$  aparecen "sobrestimando" a los de la forma irrestricta y que el coeficiente del término de corrección de errores presenta variaciones importantes.

ría en autocorrelación, dada la colinealidad de  $d_2$  con el resto de las variables explicativas. Tal comportamiento podría derivarse de suponer que los agentes económicos tienen en cuenta "un nivel" de tasa de interés o inflación que sólo se modifica cuando se alcanza un cierto límite de "experiencias" o "nueva información". En los gráficos anexos puede verse la evolución de  $K$ , la inversa de la velocidad de circulación y la de la tasa de interés, los que sugieren que la posibilidad de 3 "escalones" asociados a  $d_0$ ,  $d_1$  y  $d_2$  hasta II-76, II-85 y II-86 respectivamente.

No obstante la posibilidad de esta hipótesis, es conveniente continuar la búsqueda de parametrizaciones estables que preferentemente no incluyan variables ficticias y posean una mejor capacidad predictiva.

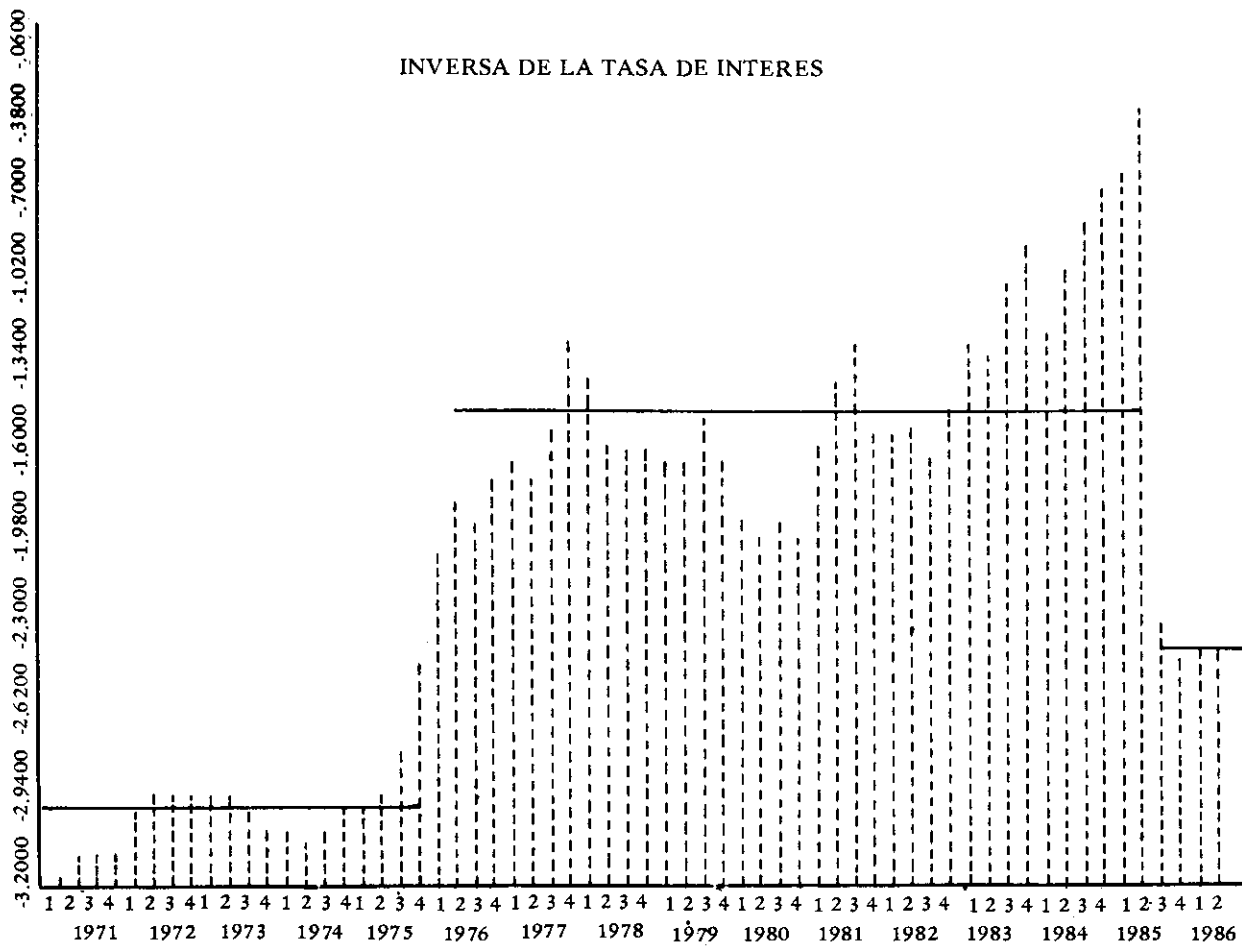
## VI. Comentarios finales y extensiones.

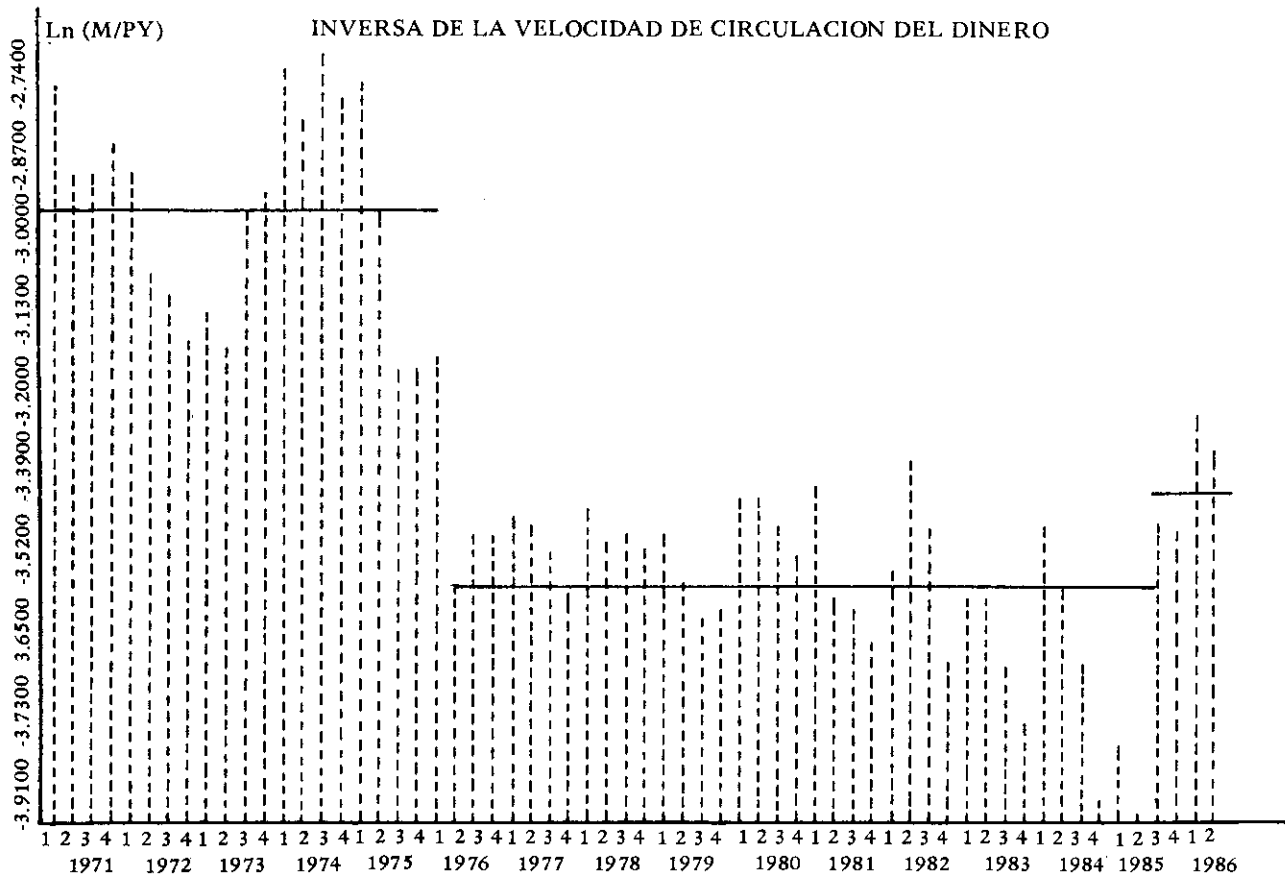
La econometría tradicional supone generalmente, al menos como hipótesis inicial, que las relaciones entre las variables son principalmente contemporáneas o restringen, a priori las posibles estructuras temporales. El análisis estadístico, en cambio, se concentra en la precedencia temporal de variables pero sin considerar el comportamiento económico. El enfoque presentado trata de superar ambos problemas usando información tanto económica como de los datos mismos partiendo de formas generales o las más simples.

Dentro de los muchos modelos dinámicos posibles (Véase Cuadro N<sup>o</sup> 1), se destaca el de "Corrección de errores" (Véase DHYS, 1978, Hendry y Mizon, 1978, entre otros). Este modelo que está asociado a compartimientos de homogeneidad o proporcionalidad en el largo plazo, permite "englobar" en una parametrización parsimoniosa diferencias y niveles. Asimismo, flexibiliza al modelo teniendo en cuenta un término que considera los "desequilibrios pasados". Una alternativa al enfoque utilizado aquí, es la obtención de la representación "corrección de errores" a través de un enfoque en 2 etapas por medio de tests de cointegración (Véase, Hendry 1986, Granger 1986, y Hall, 1986).

Un aspecto que se enfatiza en esta renovación de la práctica econométrica es la "evaluación" del ajuste econométrico. Muchas veces se caricaturiza al econometrista diciendo que su objetivo es la maximiza-

ción del  $R^2$  sujeto a que el test de Durbin Watson sea 2 (Véase Gilbert, 1986). Sin embargo la evaluación debe ser más amplia que la proximidad del ajuste, la ausencia de autocorrelación o incluso la coherencia con los datos, en general. Otros criterios de evaluación igualmente importantes con la capacidad predictiva del modelo, la validez del supuesto de exogeneidad (pero redefinida en sus tres niveles según Engle et al, 1983), y la compatibilidad con la teoría económica subyacente. Aunque de acuerdo con estos criterios el ajuste econométrico pueda ser considerado una aceptable representación al "proceso generatriz de la serie" que se intenta modelar, la evaluación debe continuarse si otro investigador puede obtener otra aproximación con un modelo distinto. El criterio de "englobamiento" deberá utilizarse para verificar si el modelo propuesto es capaz de dar cuenta de los resultados del modelo alternativo (Véase, Hendry, 1983 y Ahumada, 1985).





## REFERENCIAS

- AHUMADA, H. (1985) "An Encompassing Test of Two Models of the Balance of Trade for Argentina", Oxford Bulletin of Economic and Statistics, february, 47 (1), pp. 51-70.
- BOX, G. and JENKINS, G. (1976). "Time Series, Forecasting and Control" Holden Day, San Francisco.
- DABOS, M. y DEMAESTRI, E. (1983). *La demanda de billetes y monedas en la Argentina*. Un análisis empírico CEMyB, Serie de Estudios Técnicos N° 59.
- DAVIDSON, J., HENDRY, D., YEO, S. y SRBA, F. (DHYS) (1978). "Econometric Modelling of the Aggregat Time Series Relationship between Consumers Expenditure and Income in the U.K." Economic Journal 88, December pp. 661-692.
- ENGLE, R., HENDRY, D. and RICHARD, J. (1983). "Exogeneity", *Econometría* 51, pp. 277-304.
- GILBERT, C. (1986). "Professor Hendry's Econometric Methodology", Bulletin of Economics and Statistics, N° 3, August, pp. 283-307.
- GRANGER, C. (1980) "Some Properties of Time-Series Data and their Use in Econometric Model Specification" Annals of Applied Econometrics (Supp. to Journal of Econometrics)
- GRANGER, C. (1986) . "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics N° 3, August, pp. 213-220.
- GRANGER, C. and NEWBOLD, P. (1977). "Forecasting Economic Time Series" New York: Academic Press.
- GRANGER, C. and WATSON, M. (1984) "Time Series and Spectral Methods in Econometrics" in Handbook of Econometrics Vol. II edited by Griliches Z. and Intriligator M., Elsevier Science Pub. B.V., pp. 979-1022.
- 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 N° 3, August, pp. 228-240.
- HARVEY, A. (1981) "The Econometric Analysis of Time Series", London, Phillip Allen.
- HENDRY, D. (1979) "Simple Analysis of Single Dynamic Equations" Mimeo, London School of Economics.
- HENDRY, D. (1983) "Econometric Modelling: The 'Consumption Function' in Retrospect" Scottish Journal of Political Economy 30 (3) , November, pp. 193-220.
- HENDRY D. (1986). "Econometric Modelling with Cointegrated, Variables: An Overview", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, N° 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, p. 549-563.
- HENDRY, D., PAGAN, A. and SARGAN, J. (1984) "Dynamic Specification" in Handbook of Econometrics op. cit. pp. 1024-1100.
- HENDRY, D. and RICHARD, J. (1983) "The Econometric Analysis of Economic Time Series, International Statistical Review 51, pp. 111-163.



- MIZON, G. and HENDRY (1980) "*An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specification*", *Review of Economic Studies* 47, pp. 21-45.
- PHILLIPS, A. (1954) "*Stabilisation Policy in a Closed Economy*", *The Economic Journal* 64, pp. 290-323.
- PHILLIPS, A. (1957) "*Stabilisation Policy and the Time Form of Lagged Responses*", *The Economic Journal* 67, pp. 265-277.
- SARGAN, J. (1964) "*Wages and Prices in U.K.: A Study in Econometric Methodology*", in Hart P., Mills G. and Whitaken (eds.) *Econometric*  
Hart P., Mills G. and Whitaken (eds.) *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths.
- WALLIS, K. (1972). "*Testing for Fourth Order Auto correlation in Quarterly Regression Models*", *Econometrica* 40, pp. 617-636.

ECONOMETRIA DINAMICA: UNA APLICACION A LA  
DEMANDA DE BILLETES Y MONEDAS EN  
PODER DEL PUBLICO

## RESUMEN

Si bien la teoría económica no es muy precisa sobre la distribución temporal de las relaciones entre variables, los datos mismos pueden ser informativos sobre las estructuras de rezagos. Sobre esta base, el trabajo describe el enfoque econométrico que realiza la especificación dinámica de modelos partiendo de una forma general o irrestricta y buscando simplificaciones apropiadas a los datos utilizados. Se presentan los resultados preliminares de aplicar la mencionada metodología al caso de billetes y monedas de particulares (serie trimestral) de Argentina (1970-1986).

DYNAMIC ECONOMETRIC: AN APLICATION TO THE  
DEMAND FOR NOTES AND COINS IN THE HANDS OF  
THE PUBLIC

## SUMMARY

Although economic theory cannot say very much about lag structures, data analysis can be helpful. This work describes the econometric approach which starts from a general or an unrestricted form and search for simplifications appropriate to the data in order to obtain the dynamic specification of the model. Preliminary results of its application to the demand for currency (Argentina, 1970-1986, on quarterly basis) are reported.