

E. BERENGUER - F. GAGLIARDI

La relación de cambio entre la peseta y el dólar: un análisis de causalidad*

1. INTRODUCCION

La relación de cambios entre la peseta y el dólar ha experimentado considerables fluctuaciones a lo largo del período 1973-1981. Este hecho no es sólo el resultado del abandono del patrón de cambios fijos adoptado por la mayoría de las naciones en los acuerdos de Bretton Woods y su sustitución por un sistema de cambios flotantes; también es el resultado del fracaso relativo de ese nuevo sistema que no ha conseguido estabilizar a los tipos de cambio en un contexto de incertidumbre a nivel nacional e internacional.

Después que lo hicieran la mayoría de naciones avanzadas, España adoptó la fórmula de la flotación de la peseta el 22 de enero de 1974, dos días después de que el franco francés abandonara la antigua "serpiente monetaria". Aparte de este hecho, la razón que aconsejó acudir a la flotación de la peseta se debió, según el Banco de España¹, al enorme coste que representaba para nuestro país su vinculación con el dólar y las consiguientes pérdidas en la posición efectiva de la

1. Banco de España, *Informe Anual. Año 1973*, Madrid, 1974, pág. 43-44.

* Este artículo fue escrito mientras ambos autores se hallaban inscritos en el Core Program del Departamento de Teoría Económica de la Universidad de York (Reino Unido). Además de la ayuda y consejos recibidos del Sr. Guillem López queremos agradecer la ayuda financiera prestada por la Subdirección General de Cooperación Internacional del Ministerio de Educación y Ciencia (España) y de la Banca del Mediocredito (Italia). Como es habitual asumimos la responsabilidad por los errores y opiniones que este artículo pueda contener.

peseta en relación a las monedas europeas que ya habían abandonado el sistema de cambios fijos el año anterior.

Junto a estas razones cabe suponer que igualmente concurren las mismas que habían aconsejado a los otros países la flotación:

a) El reconocimiento de que la coordinación de las diversas políticas monetarias necesarias para un buen funcionamiento de un sistema de cambios fijos había dejado de existir.

b) La importante tasa de inflación de la economía española reflejada a través de:

- El importante crecimiento experimentado por los salarios reales en el periodo 1971-1973.
- El importante aumento en el precio del petróleo y otras materias primas.
- La presión sobre la demanda de bienes de consumo (duraderos y no duraderos) originada por las expectativas de un aumento en la tasa de inflación.

c) El cambio de signo de la balanza comercial española, después de tres años seguidos de superávit, que no pudo ser cubierto ni por las reservas de los emigrantes ni por las entradas de capital.

d) Las presiones especulativas sobre la peseta que se esperaba que se devaluara en línea con el dólar.

La flotación experimentada por la peseta nunca ha sido una flotación limpia. Las autoridades monetarias españolas han intervenido en repetidas ocasiones en el mercado internacional de divisas al objeto de mantener la posición de la peseta y sólo han abandonado la intervención cuando los costes de ésta eran demasiado elevados como sucedió en el período junio-julio de 1977, a continuación de la firma de los pactos de la Moncloa, cuando los movimientos especulativos sobre la moneda española eran muy intensos. Paralelamente, la evolución del índice de cotización entre la peseta y el dólar (ver figura 1) refleja no sólo la posición internacional de la peseta sino al mismo tiempo la del dólar. Así, de los cuatro períodos en que podríamos dividir la evolución de la relación de cambios entre la peseta y el dólar el primero (enero de 1974-junio de 1975) y el último (febrero de 1980-febrero de 1981) reflejan la debilidad y fortaleza del dólar más que cambios significativos en el valor internacional de la peseta. Por el contrario, en los períodos comprendidos entre julio de 1975-mayo de 1977 y junio de 1977-enero de 1980, los movimientos se deben más al comportamiento de la propia peseta.

Al margen de estas consideraciones histórico-anecdóticas que acabamos de señalar cabe indicar que la adopción del régimen de cam-

EVOLUCION DEL INDICE DE COTIZACION PTA./DOLAR
ENTRE ENERO DE 1973 Y FEBRERO DE 1981.
((BASE 1972: 100) ESCALA, LOGARITMICA)

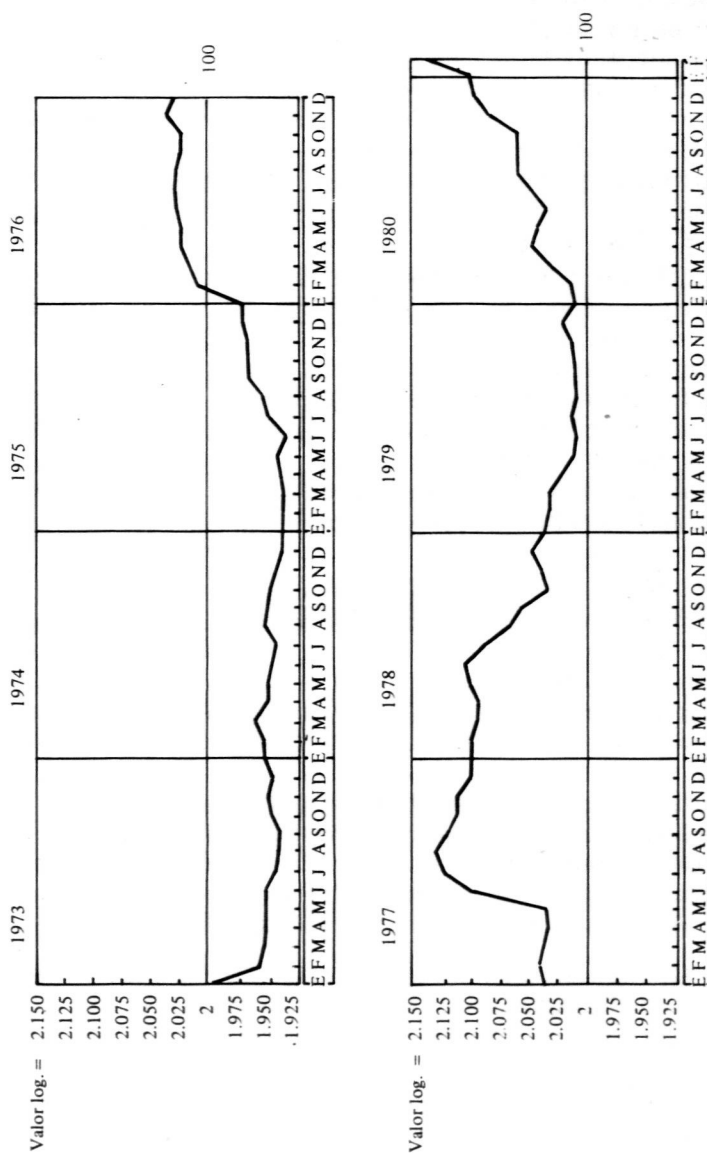


Figura 1

bios flexibles ha intensificado el interés de los economistas por averiguar cuales son las razones que determinan las fluctuaciones en la tasa de cambio entre las diversas monedas. De los diversos enfoques adoptados para explicar los cambios destacan las teorías de la paridad del poder adquisitivo y el enfoque monetarista, las cuales utilizando hipótesis relativamente sencillas y contrastables sugieren que la tasa de cambio entre dos monedas vendrá determinada principalmente por las relaciones existentes entre los niveles de precios existentes en cada uno de los países y/o por el crecimiento de las respectivas ofertas monetarias.

En este artículo nos proponemos examinar hasta que punto estas hipótesis son adecuadas para explicar la relación de cambio entre la peseta y el dólar a lo largo del período 1973-1981. Para ello, una vez expuestos los rasgos más interesantes de cada una de estas hipótesis aplicamos diversos tests de causalidad para comprobar si efectivamente las diferencias en los niveles de precios o en el crecimiento de las respectivas ofertas monetarias son suficientes para explicar la dinámica de los tipos de cambio entre España y los Estados Unidos como sugieren las versiones más crudas de ambas teorías. Si se observa que la causalidad discurre desde el dinero y los precios hacia el tipo de cambio, entonces es posible afirmar en armonía con el enfoque monetarista que la tasa de cambio no puede ser contemplada como un instrumento independiente de la política económica.

Por el contrario, si se descubre que la causalidad discurre unidireccionalmente desde la tasa de cambio hacia la cantidad de dinero o los niveles de precios, esto implicará que las autoridades monetarias (o los especuladores privados) tienen la capacidad suficiente para determinar el nivel interno de precios a través de sus operaciones en el mercado de divisas. Este hecho implicaría el que la tasa de cambio pudiera ser considerada como un instrumento muy importante de la política económica, puesto que indicaría que la intervención oficial en el mercado de cambios extranjeros podría influir sobre la tasa interna de inflación, en un sistema con tipos de cambios flexibles.

Alternativamente, otros resultados que se pueden producir son que la causalidad discorra en una doble dirección o, que por el contrario, no exista ninguna relación de causalidad entre las diversas variables sometidas a estudio. En el primer caso, no pueden derivarse conclusiones sencillas respecto al papel del tipo de cambio como instrumento de la política económica; en el segundo caso, la ausencia de causalidad sugiere la existencia de mecanismos más complicados entre las diversas variables que los expuestos por la teoría de la paridad del poder de compra o el enfoque monetarista.

2. ALGUNAS HIPOTESIS SOBRE LA DETERMINACION DE LA TASA DE CAMBIO

De acuerdo con lo indicado más arriba en esta sección vamos a desarrollar los rasgos más relevantes de la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA, en adelante) y del enfoque monetarista (EM). Para un examen más en profundidad el lector puede consultar la bibliografía que irá apareciendo citada en las notas a pie de página.

2.1. *La Paridad del poder adquisitivo*

El enfoque más antiguo y conocido de la determinación del tipo de cambio es la PPA². El enfoque de la PPA indica que existe una "relación de proporcionalidad" entre la tasa de cambio S , y una ratio entre los índices de precios internos y externos. De ahí, que se considere como válida a la siguiente expresión:

$$S = F(\text{PPA}) \quad (1)$$

donde F es una función creciente con respecto a la variable independiente explícita PPA.

La PPA entre dos países en (1) se define como la ratio entre los niveles de precios en cada uno de los países (PPA absoluta), bien como el producto de la tasa de cambio en el período base por el cociente de los índices de precios en los dos países (PPA relativa). De ahí, que según cual sea la definición adoptada se puede escribir:

$$\text{PPA}^{\text{abs}} = \frac{\text{IP}^a_t}{\text{IP}^b_t}$$

y

$$\text{PPA}^{\text{rel}} = \frac{\text{IP}^a_t}{\text{IP}^b_t} \times S_0$$

en donde IP representa el índice de precios en los países "a" y "b"

2. Los orígenes intelectuales de esta doctrina pueden asignarse a Ricardo, pero Cassel en 1920 fue el primero en formular la teoría de una manera que podía ser contrastada empíricamente.

en el momento t y S_0 el tipo de cambio entre la moneda de esos dos países.

Desde luego, la hipótesis fundamental de la PPA es que la variación en la tasa de cambio entre dos países se halla asociada con una tasa de inflación distinta en cada uno de los países implicados. Es lógico suponer que dicha afirmación se hace en relación a la cláusula *caeteris paribus*, es decir suponiendo que las demás variables que podrían influir en el análisis permanecen iguales.

Un examen de la PPA en cada una de sus versiones ha sido realizado recientemente por J. Frenkel³. Dicho examen se articula en dos etapas. En la primera etapa Frenkel introduce la tasa de cambio en el mercado "a contado" en la relación

$$S = a + b(P^a - P^b) \quad (2)$$

para la versión absoluta de la PPC, y en la relación

$$\frac{S_t}{S_0} = b \left[\frac{p_t^a}{p_0^a} - \frac{p_t^b}{p_0^b} \right] \quad (3)$$

para la versión relativa de la PPA.

En la segunda etapa se verifica la hipótesis de la PPA contrástando si el coeficiente "b" correspondiente a los precios de cada uno de los países es igual a la unidad.

La prueba formal de la hipótesis $b=1$, aplicada a una muestra de siete naciones, lleva a Frenkel a rechazar la hipótesis de la PPA. Este hecho no es excesivamente sorprendente si tenemos en cuenta que la contrastación empírica de la PPA presenta una serie de limitaciones de naturaleza estadística como pueden ser la elección del índice de precios adecuado (precios al por mayor, precios de los bienes que intervienen en el comercio entre los países, precio de los bienes industriales, etc.) o la elección del período base adecuado.

Un poco más lejos van las teorías que intentan descubrir una serie de fallas teóricas en la misma hipótesis de la PPA. Entre ellas cabe destacar aquellas críticas que ponen el énfasis en el hecho de que esta teoría únicamente asigna un rol a los precios en la determinación del tipo de cambio, olvidando a otros factores que igualmente pueden tener una influencia no desdeñable en la determinación del tipo de cambio. Entre estos factores podemos destacar: 1) La existencia

3. J.A. Frenkel (1978) "Purchasing Power Parity. Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920", *Journal of International Economics*, vol.8, pág. 169-191.

de aranceles y costes de transporte que provocan una desviación de las tasas de cambio de equilibrio respecto de la PPA; 2) La presencia de fenómenos especulativos a corto plazo; 3) Los flujos autónomos de capitales de compensación; 4) La exclusión de la renta real como variable explicativa; y 5) El sesgo de la productividad que conlleva diferencias sistemáticas entre las mercancías objeto de comercio y aquéllas que no lo son.

En este contexto Bela Balassa afirma "... los precios de las mercancías que no son objeto de comercio (relativamente altos en el país con mayor productividad) no son directamente relevantes para el equilibrio de la balanza de pagos. Desde luego un poder adquisitivo calculado a partir del índice general de precios da lugar a una tasa de cambio de moneda del país con mayor renta que es inferior a su verdadero valor de equilibrio a largo plazo, y este sesgo sistemático se incrementa con el aumento de las diferencias de productividad (medidas a través de las diferencias en la renta per capita) entre los dos países implicados ⁴".

Por otro lado la experiencia de los últimos años con tasas de cambio flotantes sugiere que, en línea con lo dicho, existen elementos adicionales en el proceso de ajuste de las tasas de cambio a los indicados por la teoría de la PPA. Los movimientos en las tasas de cambio entre países exceden a menudo a las diferencias entre las tasas de inflación respectivas. Por ejemplo, Pigott, Sweney y Willett⁵ han demostrado que las variaciones frente al dólar por parte de las monedas de una muestra seleccionada de países es mayor que las variaciones de los niveles de precios de estos países en relación a los precios estadounidenses.

2.2. *El Enfoque Monetario*

El enfoque monetarista tradicional contempla a las tasas de cambio como el precio de la moneda de un país en términos del precio de la moneda del otro país. Frenkel explica la base de esta teoría de la siguiente manera: "Siendo el precio relativo entre dos activos (moneda), la tasa de cambio de equilibrio se alcanza cuando se desean mantener los stocks existentes de las dos monedas. Por consiguiente es razonable que una teoría de la determinación del precio relativo de dos monedas podría formularse convenientemente en términos de la oferta y deman-

4. B. Balassa (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine, A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72 n°6, pág. 586.

5. C. Pigott, R. Sweeney y T. Willett (1975) "Some Aspects of the Behaviour and Effects, of Flexible Exchange Rates", Konstanz, junio.

da de estas monedas⁶»

Esta teoría no excluye los efectos sobre la tasa de cambio de stocks reales aleatoriamente distribuidos, pero sostiene que las divergencias observadas entre las políticas monetarias de los diversos países explicaría en gran medida y con solución de continuidad la variación en las tasas de cambio bilaterales. De hecho bajo los supuestos de una movilidad infinita del capital, un pleno empleo de los factores productivos y una igualdad entre los diversos tipos de interés, un incremento en la oferta monetaria de un país produce una desvalorización en su tasa de cambio y un aumento en su nivel de precios.

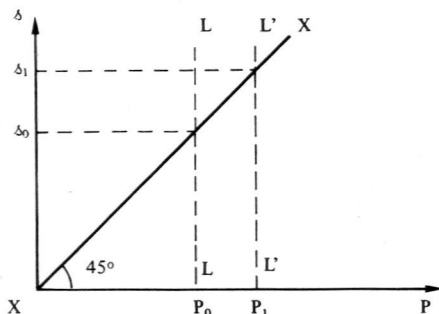


Figura 2

En la figura 2, la línea XX es el lugar geométrico de las combinaciones de precios y tasas de cambio consistentes con el equilibrio interior del mercado de bienes y servicios mientras que la línea LL es el lugar geométrico equivalente para el mercado monetario. La intersección de ambas líneas determina en un momento dado la tasa de cambio, S_0 .

La ecuación fundamental del enfoque monetario es la demanda de saldos reales. Normalmente, se supone que ésta adopta la forma funcional postulada en primer lugar por Cagan⁷:

$$M^d / P = k e^{-\alpha i} y_1^\beta = M^s / P \quad (4)$$

donde α , β y k son parámetros; y es el nivel de renta real; P el nivel de precios; M^d y M^s representan la demanda y oferta de dinero respectivamente.

Dados dos países, A y B, la hipótesis monetarista supone idénti-

6. J. Frenkel (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate. Doctrinal and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 78, nº2, pág. 2.

7. Ph. Cagan "The Monetary Dynamics of Hyperinflation" en M. Fríderman, ed. *Studies in the Quantity Theory of Money*.

ca forma funcional en las funciones de demanda de saldos reales entre los dos países y la validez en los mercados internacionales de la "ley de un solo precio"⁸

Bajo estas hipótesis, obtenemos:

$$\frac{M^a / M^b}{\Delta P_b / P_b} = \frac{M^a}{\Delta P_b} \cdot \frac{P_b}{M^b} = \frac{k^a}{k^b} \left[\frac{y^a}{y^b} \right]^\beta e^{-\alpha(i^a - i^b)} \quad (5)$$

Resolviendo esta última ecuación en términos de la tasa de cambio tenemos:

$$\Delta = \frac{M^a}{M^b} \left[\frac{y^a}{y^b} \right]^{-\beta} \frac{k^a}{k^b} e^{\alpha(i^a - i^b)} \quad (6)$$

y

$$\ln S = (\ln M^a - \ln M^b) - \beta(\ln y_a - \ln y_b) + \delta + \alpha(i^a - i^b) \quad (7)$$

siendo

$$\delta = \ln k^a - \ln k^b \quad (8)$$

La ecuación (7) muestra que la tasa de cambio a contado se depreciará en mayor cuantía en la medida que se incremente el stock existente de dinero y más pequeña sea la renta real relativa.

Algunas estimaciones empíricas han demostrado⁹ que la variable renta nacional real (evaluada a través de índices de producción industriales como *proxies*) no posee poder explicativo. Por ello, suponiendo la igualdad de las tasas de interés entre dos países,¹⁰ la variable clave para explicar las fluctuaciones en la tasa de cambio de una moneda en

8. Es decir, $P_a = sP_b$ donde s es la tasa de cambio, definida como el número de unidades de la moneda del país A que hay que entregar para obtener una unidad de la moneda del país B.

9. J.F. Bilson (1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate. Some Empirical Evidence", *I.M.F. Staff Papers*, vol. 25 n°1, pág.48-75.

10. Resultado que se alcanza cuando suponemos perfecta movilidad de capital a nivel internacional.

relación a otra resulta ser la diferencia relativa entre las ofertas de dinero. Las conclusiones de esta teoría se relacionan con el supuesto de una función consumo del tipo

$$c = y + \alpha (M^s - M^d) \quad (9)$$

en donde c representa el consumo, y la renta real, M^s el stock de dinero medido en términos reales, M^d el stock deseado de saldos reales y $M^s - M^d$ el exceso de saldos reales. α es un parámetro que mide la velocidad de ajuste.

A partir de aquí, puede observarse como un incremento en la oferta monetaria del país A (suponiendo que la del país B permanece fija) implica una desvalorización en el tipo de cambio del país A, lo cual conduce a un incremento en su nivel de precios al objeto de que la oferta de dinero medida en términos nominales se iguale con la demanda de saldos reales. Este hecho se refleja en la figura 2, mediante el desplazamiento de la curva $L L$ hasta la $L' L'$. En el nuevo equilibrio de la renta XX hay que entregar ahora una mayor cantidad de nuestra moneda para conseguir una unidad de la moneda extranjera.

En resumen, tenemos que notar que el enfoque monetario no es tanto un enfoque alternativo a la teoría de la PPA como una extensión del mismo, en el que la introducción de funciones de demanda de saldos reales y condiciones de equilibrio en el mercado monetario implica el uso de un deflactor implícito para los saldos reales como medida del nivel de precios.

3. METODOLOGIA

3.1. Pruebas de causalidad utilizadas

De acuerdo con lo expuesto en la sección 1, el objetivo de este trabajo es analizar las relaciones de causalidad entre la tasa de cambio peseta /dólar, los stocks de dinero (M^1 y M^3) y una ratio entre los precios al consumo. Para ello utilizaremos una serie de pruebas de causalidad que la teoría estadística ha provisto para el análisis de series temporales. En este contexto, interpretamos a la noción de causalidad en base a la definición dada por C.W.J. Granger en 1969. De acuerdo con este autor la definición de causalidad que se propone es la siguiente.

“La variable X causa a la variable Y , en relación a un universo de información dada que incluye a X e Y , si una sucesión de valores de X puede utilizarse para predecir y de una manera mejor que si

sólo utilizamos una sucesión de valores de Y^{11} ."

O de una manera más precisa:

"La serie temporal X se dice que causa Y en relación al universo V , si, sólo si, las predicciones de $Y(t)$ basadas sobre $V(s)$ para toda $s < t$ son mejores que las predicciones basadas sobre todos los componentes de $V(s)$ excepto $X(s)$ para toda $s < t^{12}$."

Claramente, ninguna de estas definiciones puede describir completamente la naturaleza de la asociación que podría existir entre dos conjuntos temporales de variables, pero como han indicado Haugh y Pierce¹³ "parece difícil que se pueda presentar una definición alternativa de causalidad que pueda contrastarse empíricamente."

La definición formal de causalidad de Granger adelantada por los citados Haugh y Pierce es la siguiente:

1) X causa a Y si

$$\sigma^2 (Y / A) < \sigma^2 (Y / \bar{A} - \bar{X}) \quad (10)$$

en donde A es la información actual y anterior disponible incluyendo valores de (x_t, y_t) para $t = 0, \pm 1, \pm 2$,

$A - X$ es toda la información disponible excluyendo la información respecto a X en el momento t . El símbolo $-$ por su parte nos indica todos los valores correspondientes a los períodos anteriores al actual; es decir,

$$\bar{A}_t = \{A / 1 s < t\}$$

$\sigma^2 (Y / \bar{A})$; $P_t \sigma^2 (Y / \bar{A} - \bar{X})$ es igual al error cuadrado medio de $P(Y / \bar{A})$

11. C.W.J. Granger (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, vol.37, pág. 424.

12. Parece obvio que esta definición no puede describir completamente la naturaleza de la asociación que puede existir entre dos series temporales. Pero como Haugh y Pierce han explicado, "parece difícil presentar una definición alternativa de causalidad que pueda contrastarse empíricamente".

13. L.D. Haugh y D. Pierce (1977), "Causality in Temporal Systems Characterisations and a Survey", *Journal of Econometrics*, vol. 5, pág. 265-293.

$P_t(Y/\bar{A})$; $P_t(Y/\bar{A}-\bar{X})$ es igual al error cuadrado medio mínimo respecto a la próxima primera predicción de Y_t dado \bar{A} o dado $\bar{A}-\bar{X}$.

2) X causa a Y instantáneamente¹⁴ si:

$$\sigma^2(\bar{Y}/\bar{A}, \bar{X}) < \sigma^2(Y/\bar{A})$$

donde \bar{X} representa a todos los valores actuales de X.

De hecho una serie temporal, por ejemplo oferta monetaria, se dice que causa a otra serie temporal, por ejemplo el tipo de cambio, si los cambios en la oferta monetaria preceden a los cambios del tipo de cambio a lo largo del tiempo.

Por otro lado, si los cambios en la oferta monetaria se producen con retraso respecto a los cambios del tipo de cambio, entonces se dice que el tipo de cambio causa a la oferta monetaria.

Aunque existe una diversidad de maneras según las cuales puede contrastarse la relación de causalidad entre diversas series, hay dos

TABLA I

| Relación | Función de autocorrelación |
|--|--|
| a) X_t causa a Y_t | $\rho_{xy}(K) \neq 0$ para alguna $K > 0$ |
| b) Y_t causa a X_t | $\rho_{xy}(K) \neq 0$ para alguna $K < 0$ |
| c) Causalidad instantánea | $\rho_{xy}(0) \neq 0$ |
| d) Y_t no causa a X_t | $\rho_{xy}(K) = 0$ para toda $K \leq 0$ |
| e) Causalidad unidireccional desde X_t hacia Y_t | $\rho_{xy}(K) \neq 0$ para alguna $K > 0$ y $\rho_{xy}(K) = 0$ para toda $K < 0$ ó para toda $K \leq 0$. |
| f) X_t e Y_t sólo se relacionan de forma instantánea | $\rho_{xy}(K) = 0$ para toda $K \neq 0$ y $\rho_{xy}(0) \neq 0$ |
| g) X_t e Y_t son independientes | $\rho_{xy}(K) = 0$ para toda K |

Fuentes: Haugh y Pierce (1977).

14. La idea de causalidad instantánea implica que los valores actuales de una serie sirven para predecir los valores futuros de otra.

enfoques que se utilizan con gran profusión, y que aplicaremos luego en este trabajo: el enfoque de la regresión desarrollado por Sims¹⁵ y el análisis de la correlación cruzada desarrollado en primer lugar por L.D. Haugh¹⁶ y revisado posteriormente por L.D. Haugh y D. Pierce¹⁷.

El enfoque de Sims consiste en calcular las siguientes regresiones, aplicando la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios:

$$X_t = a + bY_{t-n} + \dots + cY_t + \dots + dY_{t+n} + u_{xt} \quad (11)$$

$$X_t = a' + b' Y_{t-n} + \dots + c' Y_t + u'_{xt} \quad (12)$$

$$Y_t = a_1 + b_1 X_{t-n_1} + \dots + c_1 X_t + \dots + d_1 X_{t+n_1} + u_{yt} \quad (13)$$

$$Y_t = a'_1 + b'_1 X_{t-n_1} + \dots + c'_1 X_t + u'_{yt} \quad (14)$$

De hecho, el método de Sims exige efectuar la regresión de X respecto a los actuales, pasados y futuros valores de Y e invertir entonces el proceso efectuando la regresión de Y sobre X. Entonces, la causalidad en este sentido, va únicamente desde la variable Y hacia la variable X, si en la regresión de Y respecto a los valores futuros y pasados de X (ecuación 13) los adelantos y los atrasos son significativos, mientras que en la regresión de X respecto a los valores adelantados y retrasados de Y, los valores futuros de Y son no significativos (ecuación 11).

Para verificar el grado de significatividad de los futuros coeficientes de las regresiones (11), (12), (13) y (14) se utiliza un test F. El test F consiste en calcular un valor de F^* por separado para cada par de ecuaciones (11)-(12) y (13)-(14), viniendo dado el valor de F^* por la relación:

$$F^* = \frac{\left(\sum_{i=1}^2 \hat{u}_i^2 - \sum_{i=1}^1 \hat{u}_i^2 \right) N - K}{\sum_{i=1}^1 \hat{u}_i^2} \cdot C \quad (15)$$

15. C.A. Sims (1972) "Money and Income Causality", *American Economic Review*, vol.72, pág.540-552.

16. L.D.Haugh (1972) "The Identification of Time Series Interrelationships with Special Reference to Dynamic Regression", Ph.D. Thesis; citada en C.W.I. Granger y P. Newbold, 1977 *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.

17. L.D. Haugh y D. Pierce, (1977) art. cit.

en donde C es el número de restricciones sobre los coeficientes de las funciones (11) y (13) impuestos respectivamente con las ecuaciones (12) y (14);

K es el número de coeficientes de las ecuaciones sin las restricciones (11) y (13);

N es el número de observaciones;

\hat{u} es el número de errores de las ecuaciones sin las restricciones (11) y (13);

\hat{u}_2 es el número de errores de las funciones con las restricciones (12) y (14).

Si $F^* > F^\alpha_{(v_1, v_2)}$ las restricciones se rechazan

Si $F^* < F^\alpha_{(v_1, v_2)}$ las restricciones no se rechazan

en donde $F^\alpha_{(v_1, v_2)}$ es el valor teórico de la distribución de F a un grado de significación de $\alpha\%$, con los grados de libertad $v_1 = C$ y $v_2 = nK$

⁴ El enfoque de la correlación cruzada consiste en identificar el grado y dirección de la asociación entre dos series temporales X e Y , examinando los coeficientes de correlación cruzada entre los diversos retrasos de las dos series temporales previamente reducidas mediante el uso de filtros por separado a series de ruido blanco¹⁸.

En este contexto, X causa a Y si, y sólo si, el coeficiente de correlación calculado, indicado mediante $\rho_{xy}(K)$, entre el K -ésimo retraso de la serie filtrada Y y el actual valor de X , es diferente de cero ($\rho_{xy}(K) \neq 0$) al menos para alguna $K > 0$. En la tabla I tomada de Haugh y Pierce presentamos algunas de las relaciones de causalidad más importantes y las condiciones relativas sobre la función de correlación cruzada. Para poder utilizar los coeficientes de correlación cruzada calculados en las pruebas de causalidad, se exige el uso de un test de independencia entre las dos series (si estas son independientes, entonces no existe relación de causalidad).

El test utilizado para calcular esta independencia se debe a Haugh¹⁹, y consiste en el cálculo del estadístico:

$$S^*_m = N^2 \sum_{k=-m}^{+m} (N - |k|)^{-1} \rho^2_{xy}(K) \quad (16)$$

en donde

18. Consideremos con mayor detalle este aspecto en el próximo apartado.

19. L.D. Haugh(1976).

ρ^2_{xy} son los cuadrados de los coeficientes de correlación cruzada entre la serie X y el K-ésimo retraso de la serie Y;

m es el número máximo de adelantos y atrasos adoptados; y

N es el número de observaciones.

Este estadístico, como demostró Haugh, se distribuye como una χ^2 con $2m + 1$ grados de libertad.

Si S^*_m es menor que los valores correspondientes a la distribución χ^2 , entonces las dos series son independientes²⁰

Pierce y Haugh han puesto de relieve que en teoría los dos enfoques adoptados deberían producir los mismos resultados en lo que se refiere a la causalidad. No obstante, las aplicaciones empíricas de ambos enfoques han puesto de relieve que cada uno de ellos posee sus propias características de modo que valdrá la pena utilizar ambos enfoques²¹.

3.2. Métodos de filtraje

Una condición necesaria para la aplicación de los tests que acabamos de exponer es que el "supuesto de la ausencia de correlación en los residuos sea bastante aproximado". En otras palabras, cada serie debería tener una medida igual a cero y una variancia constante; la solución de las regresiones igualmente debería tener en cuenta cualquier autocorrelación en los residuos de las ecuaciones.

Para llegar a esta situación, deberemos transformar cada una de las series originales a través del uso de un filtro apropiado. El filtraje de cada serie elimina el efecto de la influencia de sus valores pasados respectivos sobre los valores actuales. Convierte a cada serie en una con propiedades de ruido blanco, es decir, los valores correlativos de la serie no se hallan autocorrelacionados, no existiendo ninguna tendencia definida a lo largo de la serie.

Para obtener este resultado se han propuesto diversos procedimientos. Sims utiliza el siguiente. Todas las variables utilizadas en las regresiones se miden a través de sus logaritmos naturales y se filtran

20. La elección del número de adelantos y atrasos es bastante arbitraria; si se escoge un número demasiado pequeño, el efecto de una variable sobre otra puede no quedar puesto de relieve, mientras que si escoge un número demasiado grande, pueden obtenerse resultados espúreos en los tests de independencia. Zellner (1979), de hecho ha demostrado que este test podría estar sesgado en la dirección de encontrar una relación de causalidad allí donde no existe realmente.

21. Ver A. Zellner (1979) "Causality and Econometrics" en *Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions*, ed. por K. Brunner y A.H. Meltzer, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol.10, pág.9-54.

mediante el filtro de Nerlove. Este filtro es:

$$X(t) = 2aX_{t-1} + a^2 X_{t-2} \quad (17)$$

donde a posee un valor igual a 0,75.

Numerosos econométricos han observado que la metodología de Sims para filtrar las series X e Y utilizando este tipo de filtro, sólo podría por fortuna eliminar la autocorrelación en los residuos²².

En particular si el filtro elegido deja una elevada correlación en los residuos, es posible que pueda encontrarse causalidad allí donde realmente no existe.

De hecho la existencia de autocorrelación en los residuos ocasiona tal como ha sido puesto de relieve por Granger y Newbold²³, un sesgo hacia abajo en los valores de los estimadores de las varianzas de los coeficientes de regresión lo cual implica unos valores superiores a los que realmente tienen de los estadísticos, t , R^2 y F .

La necesidad de un tratamiento más adecuado de la autocorrelación ha sugerido otros enfoques basados en el uso de un filtro separado para X_t e Y_t determinado empíricamente a partir de las series temporales particulares objeto de estudio. En este contexto D. Williams, C.A.E. Goodhart y D.H. Gowland²⁴ han adoptado la siguiente metodología, que puede resumirse brevemente como sigue:

a) Suponer que la relación entre las variables a estudiar es lineal cuando se toman los logaritmos naturales de las variables.

b) transformar ambas series de variables mediante el uso de diferencias primeras.

c) Aplicar M.C.O. a estas series transformadas.

d) Individualización de los filtros mediante la investigación de las propiedades autorregresivas de los residuos estimados, e_t . Este último estudio se obtiene efectuando la regresión de e_t respecto a e_{t-1} , e_{t-2} , ..., e_{t-4} e investigando si los coeficientes estimados son significativos (a_1 , a_2 , a_3 , a_4). Si, por ejemplo, e_{t-1} y e_{t-2} poseen unos coeficientes significativos (a_1 y a_2) el filtro adopta la forma de $1 - a_1 B$

22. En una estimación preliminar de los datos utilizados en este trabajo se observó que la función de autocorrelación calculada para cada serie temporal filtrada mediante el filtro de Nerlove disminuía sólo muy lentamente a medida que aumentaba el número de retrasos, sugiriendo que estas series eran no estacionarias.

23. C.W.J. Granger y P. Newbold (1974) "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol.2, pág.111-120.

24. D. Williams, C.A.E. Goodhart y D.H. Gowland (1976) "Money, Income and Causality, the U.K. experience", *American Economic Review*, vol.66 pág.417-423.

— $a_2 B^2$ en donde B es el determinador de retrasos, es decir $Bx_t = x_{t-1}$.

e) Aplicar el filtro estimado a la serie de las primeras diferencias y utilizando M.C.O. estimar el perfil de los retrasos.

Más recientemente, Haugh y Box²⁵, para reducir las series originales a series con ruido blanco han propuesto filtrar cada serie con modelos A.R.I.M.A., de primer orden, utilizando el enfoque Box-Jenkins.

En enfoque A.R.I.M.A. puede describirse a través de la relación

$$a(B)(1 - B)^d X_t = b(B) u_t \quad (18)$$

en donde:

$$a(B) = 1 - a_1 B - a_2 B^2 - \dots - a_p B^p \quad (19)$$

$$b(B) = 1 + b_1 B + b_2 B^2 + \dots + b_q B^q \quad (20)$$

siendo B el operador de retrasos y u_t el término aleatorio.

El enfoque Box-Jenkins exige la elección de un modelo particular para cada serie a partir de la clase descrito por (1), esto es seleccionar un orden apropiado en lo que se refiere a la autocorrelación (parámetro p), diferenciación (parámetro d), y media móvil (parámetro q). El método de selección del modelo apropiado en aras a obtener una serie con ruido blanco se resume en las siguientes etapas.

Primera etapa: Obtener una serie temporal estacionaria, seleccionando un orden apropiado respecto al número de veces que se debe de diferenciar una misma serie.

Una serie estacionaria es una serie que oscila alrededor de un nivel constante. La naturaleza de la variación respecto a ese nivel no varía a lo largo del tiempo²⁶. Así, pues, la serie no contiene ninguna tendencia. Para estimar la existencia de estacionariedad, se estima la función de autocorrelación parcial de la serie temporal dada²⁷. Una

25. L.D. Haugh y G.E.P. Box(1977), "Identification of Dynamic Regression (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series", *JASMA*, vol.72, n°357, pág.121-130.

26. Más formalmente, se dice que un proceso es estacionario si la distribución de probabilidad conjunta de cualquier muestra de n observaciones consecutivas es la misma cualquiera que sea el conjunto muestral escogido.

27. La función de autocorrelación se calcula utilizando la fórmula:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^m (X_t - \bar{X})(X_{t-k} - \bar{X})}{\sum_t (X_t - \bar{X})^2}$$

en la que $k = 0,1,2,\dots,n$.

característica de las series temporales estacionarias, es que el valor de esta función se aproxima a cero a partir del segundo o tercer retraso temporal (K). Por ello, si observamos un fracaso de la función de autocorrelación para anularse rápidamente a un número elevado de retrasos, podemos afirmar que la serie es estacionaria y que se necesita una mayor diferenciación.

Segunda Etapa: Habiendo alcanzado la estacionalidad necesaria a través de un proceso de diferenciación adecuado, podemos intentar identificar el grado de los procesos autorregresivos y de media móvil, examinando las gráficas de las funciones de autocorrelación y de autocorrelación parcial.

Para ello, se deben de identificar las correlaciones que tienden exponencialmente a cero. Si este esquema se produce en base a la función de autocorrelación parcial existe un proceso de media móvil (M.A.). Si, por otra parte, el esquema aludido se produce en la función de autocorrelación lo que existe es un proceso autorregresivo (A.R.). Por último, si los valores que toman ambas funciones tienden simultáneamente a cero en forma exponencial cabe deducir la existencia de un proceso combinado autorregresivo y de media móvil (A.R.M.A.)

La determinación del grado de este proceso se realiza contando el número de autocorrelaciones o de autocorrelaciones parciales que son significativamente distintas de cero²⁸. El grado de los esquemas autorregresivos se determina a partir de la función parcial de autocorrelación y el orden de los procesos de medida móvil se determina a partir de la función de autocorrelación.

Habiendo seleccionado en base a la metodología descrita²⁹ un modelo particular la estimación de sus coeficientes a_1, a_2, \dots, a_p y b_1, b_2, \dots, b_q (ecuaciones 19 y 20) se calcula de acuerdo con el enfoque de los mínimos cuadrados.

La aplicación del método de los mínimos cuadrados a un modelo de la forma implica como exponen Box y Jenkins (1970) dos tipos

28. Es sabido que las funciones de autocorrelación y las funciones de autocorrelación parcial se distribuyen normalmente con media cero y desviación estándar $1/\sqrt{n}$. Dada esta información, pueden construirse intervalos de confianza y utilizarlos para determinar la probabilidad que un determinado coeficiente de la función de autocorrelación o de autocorrelación parcial sea significativamente distinto de cero. Un intervalo de confianza del 95% exigirá que un coeficiente de autocorrelación o de autocorrelación parcial, para que sea significativamente distinto de cero, sea mayor que $2/\sqrt{n}$, siendo n la dimensión de la muestra.

29. El procedimiento descrito para identificar los parámetros p, d, q , de un modelo A.R.I.M.A. puede resultar bastante difícil puesto que las funciones de autocorrelación o de autocorrelación parcial pueden no indicar con mucha claridad un modelo específico o, por el contrario, puede indicar más de un mismo modelo al mismo tiempo.

de dificultades:

- 1) El modelo generalmente es no lineal en los coeficientes estimados; y
- 2) La estimación implica el conocimiento de valores de partida no conocidos.

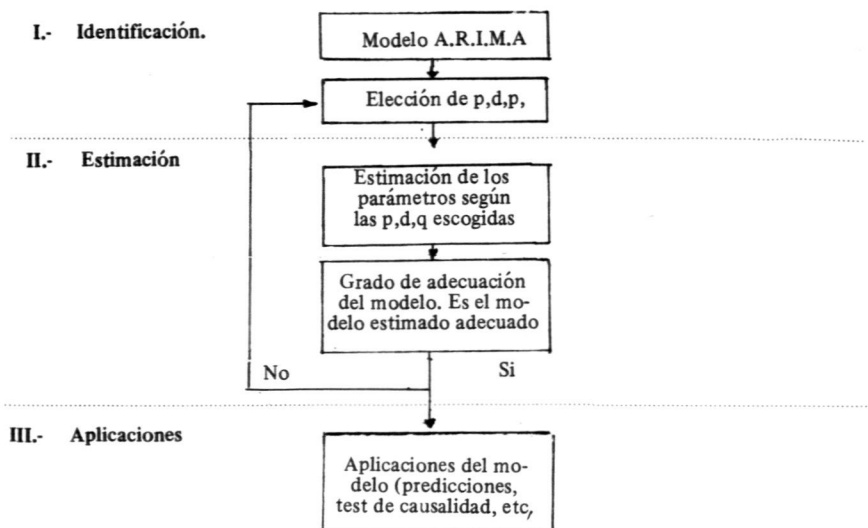
En la práctica esta última dificultad se resuelve reemplazando los valores de partida no conocidos por medio de algunos valores apropiados que se suponen próximos a los anteriores, y la estimación se efectúa condicionada respecto a estos valores de partida seleccionados³⁰.

En base a comprobar el grado de fiabilidad de un modelo A.R.I.M.A. estimado de acuerdo con esta metodología, Box y Jenkins sugieren examinar las autocorrelaciones de los residuos (las u_t en la ecuación (18)) y calcular el valor del estadístico Box-Pierce estadístico Q) y/o el estadístico Box-Ljung (estadístico Q-ajustado), y comprobar que estos estadísticos tienen un valor menor que la χ^2 correspondiente con N-p-d-q grados de libertad (véase apéndice B).

En resumen, el enfoque Box-Jenkins consiste en tres fases: identificación, estimación y aplicación (ver tabla II).

Si el modelo A.R.I.M.A. estimado resulta apropiado entonces el próximo paso consiste en el filtrado de la serie a través de sus representaciones A.R.I.M.A. en base a reducirlas a series de ruido blanco.

TABLA II
Representación esquemática del modelo Box-Jenkins



30. Ver Box-Jenkins (1970), *Times Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden - Day 2ª ed. 1976.

4. RESULTADOS EMPIRICOS

Para calcular la estacionariedad de las series hemos calculado las funciones de autocorrelación (A.C.F.) y las funciones de autocorrelación parcial (P.A.C.F.) par cada una de las siete series que constituy en la base estadística de nuestro análisis: S^d , p^{Sp} , p^{Us} , M_1^{Sp} , M_1^{Us} , M_3^{Sp} y M_3^{Us} .³¹

Los resultados obtenidos indicaban que todas las series presentaban una "tendencia" muy acusada. Para confirmar estos resultados se ajustó a cada serie un proceso del tipo A.R.(1)³². Si una serie es estacionaria, el coeficiente estimado debe ser claramente inferior a la unidad. En concordancia a la información obtenida a través de las A.C.F. y las P.A.C.F. ninguno de los coeficientes obtenidos resultó ser significativamente distinto a la unidad.

A la luz de estos resultados, todos los elementos de las series se pasaron a términos logarítmicos y se calcularon las diferencias primeras para provocar la estacionariedad.

La repetición de las pruebas de estacionariedad utilizando las A.C.F. y las P.A.C.F. mostró que las tres primeras variables (S^d , p^{Sp} y p^{Us}) eran estacionarias, mientras que las restantes se observaban una acusada estacionalidad. Para eliminar esta estacionalidad se restó a cada observación de la serie la observación obtenida doce meses atrás.

En resumen, el carácter estacionario de todas las series mensuales de los dos países objeto de análisis se han obtenido utilizando el operador de retardos (1-B), en tanto que para las series monetarias se utilizó también la transformación adicional (1-B¹²).

El prefiltrado de las series a través de sus representaciones A.R.I M.A. estimadas podría ser el mejor criterio para reducir las series a series de ruido blanco. Atendiendo a las anteriores consideraciones se han seleccionado parámetros p,d,q, para cada serie. Los modelos elegidos tras varias estimaciones se muestran en la tabla III. En esta tabla se incluyen, los coeficientes estimados y los correspondientes estadísticos (entre paréntesis debajo de cada coeficiente). Todas las ecuaciones obtenidas superan además los requerimientos exigidos por el estadístico Q y/o el estadístico Q-ajustado³³

31. Ver apéndice A para una definición de estos símbolos.

32. Es decir un modelo de la forma

$$(1 - \theta_1 B) X_t = u_t$$

en donde X_t es la variable cuya serie desea modelizarse, y u_t es un término aleatorio con distribución $N(0, \sigma^2)$.

33. Ver apéndice B.

Los resultados de esta tabla indican que modelos relativamente sencillos resultan adecuados para alcanzar el objetivo primordial de este trabajo, que es obtener residuos que puedan considerarse libres de correlación serial.

4.1. Prueba de la regresión (Test de Sims)

El análisis de la causalidad en base al sistema de regresiones ha sido calculado para cada serie filtrada. El problema implícito con el uso de este enfoque, aspecto señalado en diversas ocasiones, reside en que la creación de “adelantos” y “retrasos” de una serie sirve para reducir sus grados de libertad al estimar las ecuaciones. Por ello, tras diversas pruebas, hemos creído conveniente limitar el número de “adelantos” y “retrasos” temporales entre causa y efecto a cinco y ocho meses respectivamente.

En la tabla III.1, cuando los “adelantos” y los “retrasos” tomados son iguales a ocho meses, puede hallarse evidencia de la existencia de causalidad unidireccional desde $\log(M_1^{Sp} / M_1^{Us})$ hacia $\log S^d$.

Este resultado sugiere que puede aceptarse la hipótesis según la cual si la oferta monetaria, M_1 , crece en España a un ritmo superior al de los Estados Unidos cabe esperar que se produzca una depreciación de la peseta en relación al dólar en consonancia con lo postulado con las teorías que consideran que en un régimen de tipos de cambio flotantes, éstos se determinan básicamente en los mercados de activos.

La prueba de la regresión, por el contrario, no muestra la existencia de ningún tipo de causalidad, al menos en los períodos de tiempo considerados en el test, entre $\log(M_3^{Sp} / M_3^{Us})$ y $\log S^d$ (ver tabla III.2). Esto sugiere que la variable estratégica que las autoridades deberían controlar tendría que ser M_1 y no M_3 .

En la tabla III.3 encontramos de nuevo relaciones de causalidad unidireccional. En esta ocasión la causalidad, para cualquier período de tiempo considerado, se produce desde S^d hacia $\log(p^{Sp} / p^{Us})$. Esta relación de causalidad contradice a algunas versiones monetaristas que consideran que la oferta monetaria afecta al tipo de cambio via precios y no al contrario, pero al mismo tiempo concuerda con las versiones ofrecidas por algunos autores partidarios del enfoque de activos como determinantes del tipo de cambio a corto plazo, como es el caso de R. Dornsbuch.³⁴

34. R. Dornsbuch (1980) *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books. Una excelente exposición del modelo de Dornsbuch puede verse en J. Hortalà y J. Tugores 1981, “Sobre Algunos Desarrollos Recientes de la Teoría de los Tipos de Cambio”, *Cuadernos de Economía*, vol.9, pág.155-185.

TABLA III

Modelos A.R.I.M.A. Estimados

| | Parámetros autorregresivo | | Parámetros de media móvil | | Estadístico Q | Estadístico Q ajustado | Suma de los cuadrados de los residuos |
|--|----------------------------------|--|----------------------------------|--|---------------|------------------------|---------------------------------------|
| | No-est (1 - O ₁ B) | Est (1 - O ₁ B ¹²) | No-est (1 - η ₁ B) | Est (1 - η ₁ B ¹²) | | | |
| Tasa de cambio Pta / Dólar ∇ ln S ^d | 0,3054 (0,1177) | | 0,9104 (0,05301) | | 20,62 (28) | 25,82 (28) | 0,5465208 x 10 ⁻¹ |
| Diferencia en el índice de precios al consumidor Sp/Us ∇ ln (pSp / pUs) | 0,3427 (0,1076) | | 0,9528 (0,3646) | | 21,05 (28) | 26,56 (28) | 0,2407 x 10 ⁻¹ |
| Diferencia en las M ₁ Sp/Us ∇ ln (M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us}) | | | 0,5222 (0,0919) | 0,8683 (0,03909) | 13,19 (28) | 17,18 (28) | 0,2951 x 10 ⁻¹ |
| Diferencia en las M ₃ Sp / Us ∇ ln (M ₃ ^{Sp} / M ₃ ^{Us}) | 0,7107 (0,37821) | 0,9429 (0,01383) | 0,7611 (0,3439) | 0,2675 (0,1181) | 15,90 (26) | 19,43 (26) | 0,451227 x 10 ⁻² |

$$\chi^2 (28) = 37.9 \text{ al } 90\% ; \chi^2 (28) = 41.3 \text{ al } 95\%$$

$$\chi^2 (26) = 35.6 \text{ al } 90\% ; \chi^2 (26) = 38.9 \text{ al } 95\%$$

TABLA III.1

Tests de causalidad a partir del método de la regresión

| Variable Dependiente | Variable Independiente | Nº de adelantos (n) | Nº de retrasos (m) | S.C.R. | $F_{N-m-n-1}^m$ | $F_{7,1}^{\alpha}$ (v ₁ , v ₂) |
|---|---|---------------------|--------------------|--------------------------|-----------------|---|
| M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | S ^d | 8 | 8 | 6,57072x10 ⁻² | 2,926230* | $F_{8,4}^{\alpha} = 2,06$ |
| M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | S ^d | 0 | 8 | 8,97333x10 ⁻² | | |
| S ^d | M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | 8 | 8 | 2,74967x10 ⁻² | 1,625155 | |
| S ^d | M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | 0 | 8 | 3,30825x10 ⁻² | | |
| M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | S ^d | 5 | 5 | 1,22679x10 ⁻⁴ | 0,537729 | $F_{7,1}^{\alpha} = 2,35$ |
| M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | S ^d | 0 | 5 | 1,27019x10 ⁻⁴ | | |
| S ^d | M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | 5 | 5 | 4,15103x10 ⁻² | 0,513108 | |
| S ^d | M ₁ ^{Sp} / M ₁ ^{Us} | 0 | 5 | 4,15044x10 ⁻² | | |

$\alpha = 95\%$

S.C.R. = X Suma de los cuadrados de los residuos

TABLA III.2

| Variable Dependiente | Variable Independiente | Nº de adelantamientos (n) | Nº de retrasos (m) | S.C.R. | $F_{N-m-n-1}^m$ | $F_{(v_1, v_2)}^{\alpha}$ |
|-----------------------|------------------------|---------------------------|--------------------|--------------------------|-----------------|---------------------------|
| M_3^{Sp} / M_3^{Us} | S^d | 8 | 8 | $2,10918 \times 10^{-3}$ | 0,806175 | $F_{8,8}^{\alpha} = 2,06$ |
| M_3^{Sp} / M_3^{Us} | S^d | 0 | 8 | $2,32510 \times 10^{-3}$ | | |
| S^d | M_3^{Sp} / M_3^{Us} | 8 | 8 | $3,68381 \times 10^{-2}$ | | |
| S^d | M_3^{Sp} / M_3^{Us} | 0 | 8 | $4,00895 \times 10^{-2}$ | | |
| M_3^{Sp} / M_3^{Us} | S^d | 5 | 5 | $2,23090 \times 10^{-3}$ | 1,296676 | $F_{5,5}^{\alpha} = 2,35$ |
| M_3^{Sp} / M_3^{Us} | S^d | 0 | 5 | $2,44052 \times 10^{-3}$ | | |
| S^d | M_3^{Sp} / M_3^{Us} | 5 | 5 | $3,83610 \times 10^{-2}$ | | |
| S^d | M_3^{Sp} / M_3^{Us} | 0 | 5 | $4,02183 \times 10^{-2}$ | | |

$\alpha = 95\%$

TABLA III.3

| Variable Dependiente | Variable Independiente | Nº de adelantamientos (n) | Nº de retrasos (m) | S.C.R. | $F_{N-m-n-1}^m$ | $F_{(v_1, v_2)}^{\alpha}$ |
|----------------------|------------------------|---------------------------|--------------------|--------------------------|-----------------|---------------------------|
| p^{Sp} / p^{Us} | S^d | 8 | 8 | $4,99269 \times 10^{-3}$ | 0,442990 | $F_{8,8}^{\alpha} = 2,06$ |
| p^{Sp} / p^{Us} | S^d | 0 | 8 | $5,26915 \times 10^{-3}$ | | |
| S^d | p^{Sp} / p^{Us} | 8 | 8 | $3,11996 \times 10^{-2}$ | | |
| S^d | p^{Sp} / p^{Us} | 0 | 8 | $3,97989 \times 10^{-2}$ | | |
| p^{Sp} / p^{Us} | S^d | 5 | 5 | $5,44356 \times 10^{-3}$ | 0,386470 | $F_{5,5}^{\alpha} = 2,35$ |
| p^{Sp} / p^{Us} | S^d | 0 | 5 | $5,58375 \times 10^{-3}$ | | |
| S^d | p^{Sp} / p^{Us} | 5 | 5 | $3,64551 \times 10^{-2}$ | | |
| S^d | p^{Sp} / p^{Us} | 0 | 5 | $4,24937 \times 10^{-2}$ | | |

Al margen de estas consideraciones doctrinales cabe indicar que la demostración de este tipo de causalidad tiene algunos efectos importantes para la teoría macroeconómica de una economía abierta. Por un lado, el sesgo inflacionista provocado por una “devaluación” pone en duda algunos de los efectos benéficos atribuidos a ésta y deja en un segundo plano las tradicionales elasticidades Marshall-Lerner para medir los efectos de una devaluación. Por otro lado, la relación de causalidad hallada sugiere que la inflación puede transmitirse internacionalmente incluso si el sistema de tipos de cambio adoptados es uno de tipos flexibles.

4.2. *La prueba de la correlación cruzada.*

Al objeto de obtener una mayor información hemos buscado confirmación de los anteriores hallazgos a través de la prueba de la correlación cruzada. Como ya hemos explicado, esta prueba consiste en estimar los correlogramas cruzados entre los valores anteriores y los valores futuros de las series filtradas.

Los autores que han propuesto el uso de esta técnica han señalado la mayor flexibilidad que posee esta técnica en relación a la prueba de Sims en la medida que el número de “adelantos” y “retrasos” entre dos series cualesquiera puede variarse más fácilmente. Por ello, hemos escogido un número de “adelantos” y “retrasos” igual a 24, en comparación al número máximo de ocho que habíamos escogido en las pruebas de la regresión.

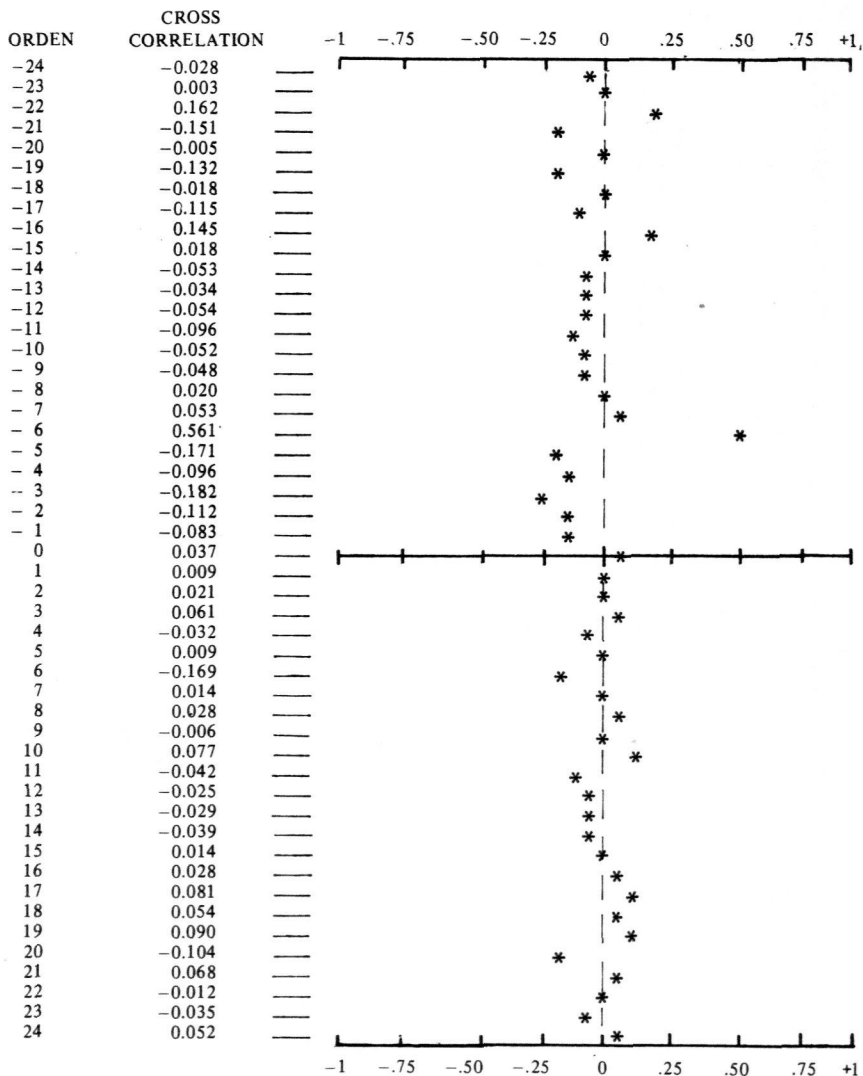
Los resultados de los tests de independencia entre cada par de series que es un requisito previo para llevar a cabo el cálculo de los valores de los diversos correlogramas sobre los que inferir causalidad entre dos series se presentan en la tabla IV. A partir de estos resultados que indican que sólo existe relación significativa entre $\log S^d$, $\log (M_1^{SP} / M_1^{SP})$ y entre $\log S^d$, $\log (p^{SP} / p^{US})$, calcularemos los correlogramas correspondientes. Estos se presentan en las tablas V y VI, mientras que los coeficientes de correlación cruzada se adjuntan a las gráficas 3 y 4.

Según la tabla VI hallamos una causalidad unidireccional desde M_1 hacia S^d . Este resultado concuerda con el obtenido para las mismas series a través del método de la regresión. En la tabla VII vemos sin embargo que existe causalidad bidireccional entre la tasa de cambio y la diferencia en los niveles de precios al consumidor en España y en Estados Unidos.

Este último resultado no concuerda con los obtenidos con los métodos del test de la regresión en los que para los números de “adelantos” y “retrasos” escogidos no fue posible hallar ningún tipo de causalidad que fuera desde el nivel de precios hacia el tipo de cambio.

GRAFICA III

Correlación cruzada entre S^d y (M_1^{Sp} / M_1^{Us})

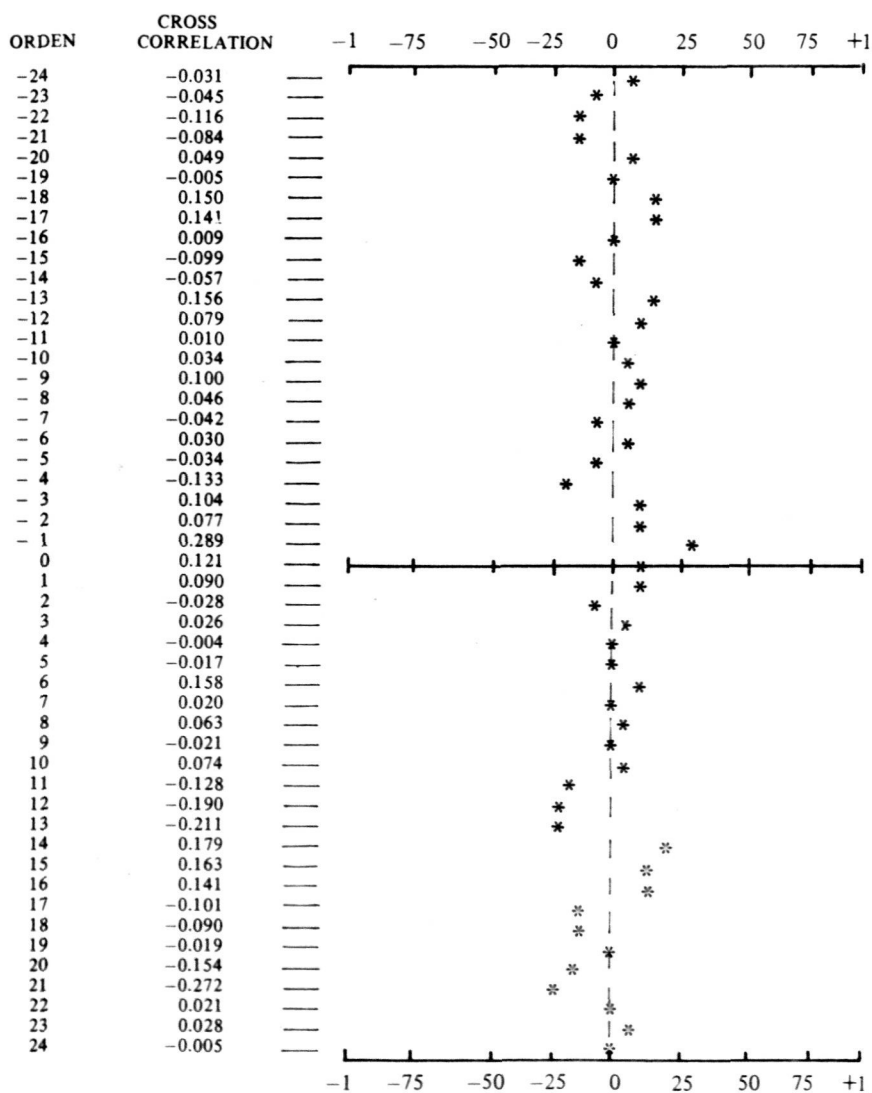


INPUT SERIES: BOXMI

OUTPUT SERIES: BOXTC

N=87

GRAFICA IV

Correlación cruzada entre S^d y (p^{Sp} / p^{Us})

INPUT SERIES: BOXMI

OUTPUT SERIES: BOXTC

N = 98.

TABLA IV

$$\text{Tests de Independencia } S = N^2 \sum_{-m}^{+m} (N - |k|)^{-1} P^2_{xy} (K)$$

| | | |
|--|---|----------|
| Relación S^d y (P^{SP} / P^{Us}) | = | 67,4585* |
| Relación S^d y (M_1^{SP} / M_1^{Us}) | = | 67,8604* |
| Relación S^d y (M_3^{SP} / M_3^{Us}) | = | 51,3543 |

$$\chi^2_{\alpha}(49) = 66.9 \quad \alpha = 0.05$$

* indica que las series temporales
no son independientes entre sí.

TABLA V

Correlograma cruzado entre $\log S^d$ y $\log (M_1^{SP} / M_1^{Us})$

| $S^d \rightarrow (M_1^{SP} / M_1^{Us})$ | $M_1^{SP} / M_1^{Us} \rightarrow S^d$ |
|---|---------------------------------------|
| +24 | 0,052 (0,0932) |
| +23 | -0,035 (0,0976) |
| +22 | -0,012 (0,0948) |
| +21 | 0,068 (0,0956) |
| +20 | -0,104 (0,0964) |
| +19 | 0,090 (0,0972) |
| +18 | 0,054 (0,0979) |
| +17 | 0,081 (0,0987) |
| +16 | 0,028 (0,0995) |
| +15 | 0,014 (0,1002) |
| +14 | -0,039 (0,1010) |
| +13 | -0,029 (0,1018) |
| +12 | -0,025 (0,1025) |
| +11 | -0,042 (0,1032) |
| +10 | 0,077 (0,1040) |
| +9 | -0,006 (0,1047) |
| +8 | 0,028 (0,1054) |
| +7 | 0,014 (0,1062) |
| +6 | -0,169 (0,1069) |
| +5 | 0,009 (0,1076) |
| +4 | -0,032 (0,1083) |
| +3 | 0,061 (0,1090) |
| +2 | 0,021 (0,1097) |
| +1 | 0,009 (0,1104) |
| 0 | 0,037 (0,1111) |
| -1 | -0,083 (0,1104) |
| -2 | -0,112 (0,1097) |
| -3 | -0,182 (0,1090) |
| -4 | -0,096 (0,1083) |
| -5 | -0,171 (0,1076) |
| -6 | 0,561* (0,1069) |
| -7 | 0,053 (0,1062) |
| -8 | 0,020 (0,1054) |
| -9 | -0,048 (0,1047) |
| -10 | -0,052 (0,1040) |
| -11 | -0,096 (0,1032) |
| -12 | -0,054 (0,1025) |
| -13 | -0,034 (0,1028) |
| -14 | -0,053 (0,1010) |
| -15 | 0,018 (0,1002) |
| -16 | 0,145* (0,0995) |
| -17 | -0,115 (0,0987) |
| -18 | -0,018 (0,0979) |
| -19 | -0,132 (0,0972) |
| -20 | -0,005 (0,0964) |
| -21 | -0,151 (0,0956) |
| -22 | 0,162* (0,0948) |
| -23 | 0,003 (0,0976) |
| -24 | -0,028 (0,0932) |

(*) Coeficiente significativo con una probabilidad de error del tipo I del 5%

TABLA VI

Correlograma cruzado entre $\log S^d$ y $\log(p^{Sp} / p^{Us})$

| $S^d \rightarrow (p^{Sp} / p^{Us})$ | | $(p^{Sp} / p^{Us}) \rightarrow S^d$ |
|-------------------------------------|-----------------|-------------------------------------|
| +24 | -0,005 (0,0877) | 0 0,121* (0,1010) |
| +23 | 0,028 (0,0883) | - 1 0,289* (0,1004) |
| +22 | 0,021 (0,0889) | - 2 0,077 (0,0999) |
| +21 | -0,272 (0,0895) | - 3 0,104* (0,0994) |
| +20 | -0,154 (0,0901) | - 4 -0,133 (0,0989) |
| +19 | -0,109 (0,0906) | - 5 -0,034 (0,0984) |
| +18 | -0,090 (0,0912) | - 6 0,030 (0,0978) |
| +17 | -0,101 (0,0918) | - 7 -0,042 (0,0973) |
| +16 | 0,141* (0,0924) | - 8 0,046 (0,0968) |
| +15 | 0,163* (0,0929) | - 9 0,100* (0,0962) |
| +14 | 0,179* (0,0935) | -10 0,034 (0,0957) |
| +13 | -0,211 (0,0949) | -11 0,010 (0,0951) |
| +12 | -0,190 (0,0946) | -12 0,079 (0,0946) |
| +11 | -0,128 (0,0951) | -13 0,156* (0,0940) |
| +10 | 0,074 (0,0957) | -14 -0,057 (0,0935) |
| + 9 | -0,021 (0,0962) | -15 -0,099 (0,0929) |
| + 8 | 0,063 (0,0968) | -16 0,009 (0,0924) |
| + 7 | 0,020 (0,0973) | -17 0,141* (0,0918) |
| + 6 | 0,158* (0,0978) | -18 0,150* (0,0912) |
| + 5 | -0,017 (0,0984) | -19 -0,005 (0,0906) |
| + 4 | -0,004 (0,0989) | -20 0,049 (0,0901) |
| + 3 | 0,026 (0,0994) | -21 -0,084 (0,0895) |
| + 2 | -0,028 (0,0998) | -22 -0,116 (0,0889) |
| + 1 | 0,090 (0,1004) | -23 -0,045 (0,0883) |
| | | -24 0,031 (0,0877) |

* Coeficiente significativo con una probabilidad de error del tipo I del 5%

Obsérvese además que de acuerdo con las pruebas recomendadas por Haugh y Pierce, el tipo de causalidad hallada entre (p^{Sp} / p^{Us}) y S^d es instantánea, puesto que el valor de la correlación cruzada para un "adelanto-retraso" igual a cero es significativo, lo cual podría utilizarse en favor de alguna versión de la PPA, cuestión ésta, no obstante, difícil de creer que se produzca en la realidad.

5. CONCLUSIONES

De acuerdo con el análisis que hemos realizado en la sección anterior vemos que los resultados obtenidos no son completamente coincidentes y que varían ligeramente según el tipo de enfoque adoptado. Aunque ambos modelos muestran una importante evidencia en favor

de la influencia que posee el crecimiento de la M_1 de un país sobre su tipo de cambio, los mismos se hallan en desacuerdo respecto al modo en que deben de interpretarse las relaciones de causalidad entre la tasa de cambios y el nivel de precios de un país.

Teniendo en cuenta la evidencia empírica disponible para otros países, se podría decir que apesar de todos los resultados basados en la prueba de la regresión ofrecen una mayor confianza que los basados en la prueba del correlograma cruzado. Una revisión de las investigaciones llevadas a cabo sobre la determinación del tipo de cambio por numerosos autores indican que a corto plazo, el tipo de cambio se determina básicamente en el mercado de activos con un efecto "desbordamiento" sobre su valor de equilibrio a largo plazo. A medio plazo parece ser que el saldo de la balanza de pagos por cuenta corriente influye sobre el valor del tipo de cambio, mientras que a largo plazo se alcanza un valor de equilibrio que coincide con el predicho por la PPA.

Si suponemos que un incremento en la M_1 en España provoca un descenso en la tasa de interés, no hay inconveniente en suponer que los resultados que hemos obtenido a través de la prueba de la regresión pueden acomodar perfectamente un efecto "desbordamiento" en la relación de cambios peseta/dólar, aunque el hecho de que no se hallara causalidad unidireccional entre $\log (M_1^{Sp} / M_1^{Us})$ y $\log S^d$ cuando los "adelantos" y los "retrasos" escogidos eran iguales a 5 meses sugiere que el ajuste en el mercado de activos no se produce a la velocidad predicha por el modelo de Dornsbuch, ni tampoco que los tipos de cambio y precios se ajusten monótonicamente a sus valores de equilibrio a largo plazo.

Todo ello obliga a tener que interpretar los resultados obtenidos con cierta cautela y a sugerir que una investigación empírica que intente explicar los movimientos del tipo de cambio en relación a la situación económica española durante el período considerado debería utilizar un modelo más amplio que introdujera algunos aspectos adicionales en la determinación de la tasa de cambio, tales como la balanza por cuenta corriente, la existencia de sustitución imperfecta entre los diferentes activos, etc. Esperamos en un próxima ocasión volver sobre ello.

APENDICE A

Datos y fuentes estadísticas

| Símbolo | Definición | Fuente |
|------------|---|---------------------------------------|
| S^d | Relación de cambios entre la peseta y el dólar. Número de pesetas por dólar. (Media mensual) | O.E.C.D. Main Economic Indicators |
| p^{Sp} | Indice mensual de precios al consumo (España) | |
| p^{Us} | Indice mensual de precios al consumo (Estados Unidos) | |
| M_1^{Sp} | Depósitos a la vista y efectivo en manos del público (España). Serie no ajustada estacionalmente. | Banco de España. Boletín Estadístico. |
| M_3^{Sp} | Disponibilidades líquidas (España). Serie no ajustada estacionalmente. | |
| M_1^{Us} | Depósitos a la vista y efectivo en manos del público (Estados Unidos). Serie no ajustada estacionalmente. | Federal Monthly Reserve Bulletin |
| M_3^{Us} | Depósitos a la vista, a plazo y de ahorro, más efectivo en manos del público (Estados Unidos). Serie no ajustada estacionalmente. | |

En nuestro trabajo todas las series se transformaron a números índices.

APENDICE B

1. El test de Box y Pierce

Box y Pierce (1970) desarrollaron un test, conocido como estadístico Q con el objetivo de determinar si los coeficientes de autocorrelación de una serie son significativamente o no distintos de cero.

El test Q se calcula de acuerdo con la relación:

$$Q = N \sum_{k=1}^m \hat{r}_k^2$$

en donde N: número de observaciones

m: el mayor retraso temporal incluido

\hat{r} : coeficiente de autocorrelación (*)

El estadístico Q posee una distribución aproximada a una χ^2 con m-p-q grados de libertad, en donde p y q tienen los significados habituales dados a estos parámetros en los modelos A.R.I.M.A. Si el valor calculado para Q es menor que el valor tabulado de la χ^2 , las autocorrelaciones utilizadas para calcular el test no son significativamente distintas de cero. Esto indica que los datos que generan la función de autocorrelación son aleatorios.

2. El test de Box y Ljung

Algunos autores han observado (***) que la utilización del estadístico Q podía dar lugar a algunas interpretaciones erróneas respecto a la aleatoriedad de una serie. En respuesta a ello Box y Ljung (***) propusieron un nuevo estadístico que fuera más preciso para determinar si los errores de una serie eran o no ruido blanco. Este estadístico

recibe el nombre de Q-ajustado y se calcula de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$Q' = N(N+2) \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} \hat{r}_k^2$$

en donde los símbolos tienen la misma significación que en el apartado anterior.

Si $Q' < \chi_{m-p-q}^2$ no rechazamos la hipótesis de que los errores sean ruido blanco.

y si $Q' > \chi_{m-p-q}^2$ rechazamos la hipótesis anterior.

* \hat{r}_k se calcula utilizando la fórmula:

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2}$$

donde $k=0,1,\dots,m$.

** Por ejemplo Prothero y Wallis (1976), "Modelling Macroeconomic Series", *Journal of Royal Statistic Society*, n° 138, pág 468-500. También, Davies, Triggs y Newbold 1977, "Significance Levels of the Box-Pierce Q statistic in Finite Sample", *Biometrika*, n° 64, pág. 512-522.

*** Box y Ljung (1978) *Biometrika*, vol 65, pág. 297-303.