

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE MADRID
Departamento de Análisis Económico (Econometría)

**EFICIENCIA DEL MERCADO ESPAÑOL DE DIVISAS:
ANALISIS MENSUAL Y DIARIO DE LOS
TIPOS DE CAMBIO**



R^o. FEE. 53792 / 4

**A. de JUAN FERNANDEZ
Director: A. GARCIA FERRER**

NOVIEMBRE 1990

A mis Padres

AGRADECIMIENTOS

Durante el transcurso de la realización de la presente Tesis Doctoral que presentamos en estas páginas, he recibido el estímulo y apoyo necesario de numerosas personas; por ello aprovecho la oportunidad que me brindan estas páginas para expresarles públicamente mi más sincero agradecimiento.

Mi interés por el estudio de los métodos econométricos tiene su origen en las asignaturas de la licenciatura de Econometría y de Series Temporales, magistralmente impartidas por los profesores Juan del Hoyo Bernat y Antonio García Ferrer, quienes me facilitaron el aprendizaje gracias a sus acertados consejos, su estímulo y su confianza, estando siempre dispuestos a prestarme ayuda de forma totalmente desinteresada.

No habría podido terminar esta Tesis sin la excelente dirección del profesor Antonio García Ferrer con el que he contraído una gran deuda intelectual, moral y personal. Jamás podré olvidar la cantidad de horas que dedicó a la investigación, su constante flujo de ideas, su aliento y optimismo en los momentos más delicados, así como la inmensa paciencia que tuvo en las etapas más duras del proceso. Por todo ello, no puedo tener más que palabras de un profundo agradecimiento.

Los acertados comentarios de los profesores Juan del Hoyo, Antonio Aznar y Alfonso Novales, quienes pacientemente leyeron las diversas versiones de los capítulos que comprende esta investigación, me enriquecieron intelectualmente y me ayudaron a ir superando poco a poco las diferentes etapas del proceso investigador. Por todo ello, aprovecho esta

ocasión para agradecerles su colaboración, sus consejos y sus sugerencias y para reiterarles mi disposición a continuar colaborando en las tareas investigadoras.

Por su parte, el profesor Antonio Martín Arroyo aportó sus profundos conocimientos sobre el tipo de cambio, que facilitaron la realización de este trabajo. No podré nunca olvidar las innumerables conversaciones que mantuvimos sobre este tema, sus consejos y el tiempo que pasamos buscando soluciones a los problemas que iban surgiendo.

Tengo que agradecer a Guillermo Llorente Alvarez su constante apoyo moral. El tiempo que pasamos juntos colaborando en las tareas investigadoras del departamento, ayudándonos mutuamente ha significado un importante apoyo que nunca podré olvidar.

La base de datos utilizada a lo largo de toda la investigación me la proporcionaron, de forma totalmente desinteresada, Rafael Alvarez y Diego González, del Banco de España, a quienes agradezco sinceramente su valiosa aportación.

Quiero agradecer a M^a del Carmen Muñoz la paciencia que tuvo en la transcripción de parte de los manuscritos iniciales así como su excelente mecanografía. Finalmente, agradezco al personal de la biblioteca de la Facultad las facilidades que me han dispensado durante toda la investigación.

Quiero, por último, disculparme por todos los errores que haya podido cometer de los cuales soy la única responsable.

INDICE

CAPITULO 1: INTRODUCCION

CAPITULO 2: EFICIENCIA DEL MERCADO DE DIVISAS ESPAÑOL

2.1 Modelos monetarios de determinación del tipo de cambio

2.2 Mercados eficientes

2.2.1 Contraste de la hipótesis de paseo aleatorio

2.2.1.a Fundamentación teórica del comportamiento de paseo aleatorio

2.2.1.b Contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio

2.2.1.b.1 Contrastación de la hipótesis bajo el enfoque clásico

a) Test de Box-Ljung (1978)

b) Test de Whittle (1952)

c) Test de Harvey (1981) o de predicciones extramuestrales

d) Selección de modelos basada en criterios de información

e) Test de Dickey-Fuller (1981)

f) Test de Evans, Savin y Nankervis

2.2.1.b.2 Contrastación de la hipótesis nula mediante métodos bayesianos

a) Mayores intervalos de confianza a posteriori

b) Ratios de Probabilidades a Posteriori (Posterior Odds Ratios (POR))

- POR utilizando probabilidades a priori difusas

- POR utilizando a priori natural conjugada

2.2.2 Contraste de la eficiencia utilizando cointegración

2.3 CONCLUSIONES

CAPITULO 3: ANALISIS MENSUAL DE LAS RELACIONES DINAMICAS ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y SUS DETERMINANTES FUNDAMENTALES

3.1 Análisis estadístico de los datos

- a) Tipo de cambio peseta/dólar
- b) Tipo de cambio peseta/marco
- c) Tipo de cambio peseta/franco

3.2 Análisis univariante

- 3.2.1 Tipo de cambio peseta/dólar y sus determinantes fundamentales
- 3.2.2 Tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales
- 3.2.3 Tipo de cambio peseta/franco y sus determinantes fundamentales

3.3 Análisis bivariante - Relaciones dinámicas

3.4 Capacidad predictiva de los modelos

3.5 CONCLUSIONES

CAPITULO 4: ANALISIS DE LOS TIPOS DE CAMBIO DIARIOS:
EFICIENCIA, MODELOS UNIVARIANTES Y BIVARIANTES. TESTS
DE NO LINEALIDAD

- 4.1 Eficiencia del mercado diario de divisas
 - 4.1.1 Conjunto de información con datos diarios
 - 4.1.2 Problemas de los datos diarios
 - 4.1.3 Estudio de la eficiencia del mercado diario de divisas
- 4.2 Análisis de los datos diarios
 - 4.2.1 Análisis gráfico de los datos
 - 4.2.1.1 Tipo de cambio peseta/dólar
 - 4.2.1.2 Tipo de cambio peseta/marco
 - 4.2.1.3 Tipo de cambio peseta/franco
 - 4.2.2 Análisis estadístico de los datos
 - 4.2.2.1 Medidas estadísticas
 - 4.2.2.2 Funciones de autocorrelación
- 4.3 Análisis univariante y bivalente
 - 4.3.1 Análisis univariante
 - 4.3.1.1 Tipo de cambio peseta/dólar
 - 4.3.1.2 Tipo de cambio peseta/marco
 - 4.3.1.3 Tipo de cambio peseta/franco
 - 4.3.2 Análisis bivalente
 - 4.3.2.1 Paridad descubierta de tipos de interés
 - 4.3.2.2 Relación dinámica entre los diferenciales de tipos de interés y los tipos de cambio
 - 4.3.2.2.1 Diferenciales de tipos de interés: Interbancarios

(i) Diferenciales de tipos de interés a 1 mes

(ii) Diferenciales de tipos de interés a tres meses

4.3.2.2.2 Diferenciales de tipos de interés:
Euromercado

4.3.2.2.3 Relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y los diferenciales de tipos de interés: comentarios y conclusiones

4.3.2.3 Relaciones entre los tipos de cambio

4.3.2.3.1 Tipo de cambio peseta/dólar y tipo de cambio peseta/marco

4.3.2.3.2 Tipo de cambio peseta/dólar y tipo de cambio peseta/franco

4.3.2.3.3 Tipo de cambio peseta/marco y tipo de cambio peseta/franco

4.3.2.4 Análisis bivariante: conclusiones

4.3.3 Conclusiones

4.4 No linealidad

4.4.1 Modelos no lineales de series temporales

4.4.1.1 El modelo bilineal

4.4.1.2 Modelos ARCH

4.4.2 Problemas específicos de los modelos no lineales

4.4.3 Tests de no linealidad - Aplicación a los tipos de cambio

4.4.3.1 Problemas de los contrastes de no linealidad

4.4.3.2 Tests de no linealidad aplicados a los tipos de cambio

4.4.4 No linealidad - Comentarios finales

4.5 CONCLUSIONES

Bibliografía

Indice de Tablas

Indice de Gráficos

CAPITULO 1

Introducción

Recientemente la preocupación por la estabilidad cambiaria ha experimentado un renovado interés debido a numerosos factores entre los que cabe destacar a nivel internacional la progresiva depreciación del dólar a partir de marzo de 1985 y la estabilización posterior y a nivel español, la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo (S.M.E.). Sin embargo, para llegar a esta situación se han tenido que superar numerosos obstáculos a lo largo del siglo XX por lo que parece interesante comenzar este trabajo repasando los diversos sistemas cambiarios que han estado vigentes durante el presente siglo.

La constante preocupación de las autoridades económicas internacionales por la estabilidad de las monedas encuentra su fundamento en la ventaja de obviar o disminuir la incertidumbre de los agentes económicos en el momento de realizar las transacciones, buscándose, además, favorecer tanto el desarrollo de los países como multiplicar los intercambios internacionales. Sin embargo, y a pesar de todos los intentos realizados para conseguir la estabilidad cambiaria, ésta no se ha logrado en todo momento durante el siglo XX.

Durante todo el siglo XIX, las fluctuaciones del valor del oro y de la plata presentaron serias dificultades que los grandes países intentaron resolver, adoptando poco a poco el monometalismo oro instaurándose de esta forma el sistema cambiario patrón-oro, manifestado mediante tres modalidades de régimen cambiario: patrón-oro clásico, patrón lingote-oro y patrón de cambios oro. El tipo de cambio, en cada uno de estos sistemas se definía como la paridad fija de cada moneda con respecto al oro. La fuerte dependencia respecto a este metal se considera como el principal defecto del sistema: el crecimiento de la liquidez internacional debido al desarrollo del comercio y de la producción, requería

un aumento similar de la producción de oro que, sin embargo, no crecía al ritmo deseado. El hecho de que las monedas de reserva, principalmente la libra esterlina, dejaran de ser convertibles en oro unido a la inestabilidad internacional que provoca la crisis económica de 1929 originan un clima de desconfianza generalizado que desemboca en la retirada por parte de los bancos centrales extranjeros de su oro y sus depósitos del banco central inglés. Todos los intentos realizados para salvar el sistema resultaron insuficientes: la declaración de no convertibilidad de la libra esterlina en oro en septiembre de 1931 determina el final del sistema y la apertura de un período de desorden económico internacional que se extendió hasta después de la segunda guerra mundial. Sólo al final de ésta, se empezó a considerar la reconstrucción de los países y el restablecimiento del orden económico internacional. Con estas intenciones se reunieron representantes de 44 países en Bretton Woods en julio de 1944 donde se gestó y aprobó, después de un período de negociaciones entre británicos y norteamericanos el acuerdo de Bretton Woods que estaría vigente hasta 1973.

El sistema resultante estableció un patrón de cambios-oro con tipos de cambio fijos pero ajustables en determinadas circunstancias (desequilibrio fundamental de Juan (1989)), apoyado por un organismo, el Fondo Monetario Internacional. Cada país perteneciente al sistema se comprometía a fijar la paridad de su moneda en términos del oro o del dólar y a mantener el tipo de cambio dentro de unas bandas máximas de fluctuación del 1% en torno a la paridad (estas bandas fueron posteriormente aumentadas al 2%).

Varela y Varela (1974) destacan tres principales defectos del sistema. El primero concierne a la corrección de los desequilibrios fundamentales que se realizaba mediante la

imposición por parte del F.M.I. de una serie de medidas tendientes a deprimir el nivel de demanda interna, alterar el tipo de cambio, restringir las importaciones y estimular las exportaciones, medidas todas ellas de muy difícil cumplimiento por lo que la corrección de los desequilibrios sometía al país afectado a profundas crisis de las cuales era difícil salir.

El lento crecimiento de la liquidez en oro se plantea como el segundo gran defecto de este sistema. La evolución del comercio y de las inversiones internacionales requería una liquidez muy superior a la que proporcionaba la liquidez en oro. Por este motivo y debido al aumento del protagonismo del dólar estadounidense, se pasó, de facto, a un patrón fiduciario dólar, moneda que no gozaba ya de la convertibilidad automática en oro.

Finalmente, el último defecto que destacan Varela y Varela (1974) es la desconfianza respecto a la posibilidad de conversión automática en oro de las monedas de reserva, principalmente del dólar, al tipo de cambio fijado.

La creciente desconfianza en la superación de las dificultades de la balanza de pagos estadounidense generó presiones financieras en contra del dólar, poniendo de manifiesto la sobrevaloración de esta moneda. Esto desembocó en la declaración de no convertibilidad en oro del dólar y la primera devaluación de esta moneda en agosto de 1971, noticia que provocó el cierre de los mercados cambiarios de los principales países industrializados, reabriéndose una semana después con el panorama de flotación oficial de las principales monedas.

En este clima de desorden económico internacional, las partes más directamente afectadas llegaron a un compromiso en forma del Acuerdo Smithsoniano (Washington, diciembre de 1971) por el que se procedía a un realineamiento de las paridades de las principales monedas y a una ampliación de las bandas de fluctuación de las monedas alrededor de la paridad.

Pronto se percibió en el mercado como fueron insuficientes los reajustes de las paridades: el dólar siguió mostrándose débil y continuaron las presiones en contra de esta moneda. Todo esto unido, por un lado, al temor de un rebrote inflacionario en los Estados Unidos por la finalización de la II fase del Programa de Control de Precios y Salarios y, por otro, a las noticias del deterioro en 1972 de la balanza por cuenta corriente norteamericana, determinaron la segunda devaluación del dólar con respecto al oro en un 10% en febrero de 1973.

Sin embargo, la presión internacional sobre el dólar continuó y la avalancha de fondos especulativos provocó nuevamente el cierre de los mercados cambiarios en los principales países europeos y en Japón. La reapertura se produce el 19 de marzo con el panorama de flotación generalizada y controlada de sus monedas, acuerdo alcanzado el 16 de marzo en París por el Grupo de los Diez y los países miembros de la C.E.E. que determinaba la liquidación del sistema.

El camino para el restablecimiento del orden económico internacional fue largo, tenso y con numerosas negociaciones. En la quinta reunión del Comité Provisional celebrada en Jamaica en 1976 se registraron importantes progresos que dieron paso a la Segunda Enmienda al Convenio Constitutivo del Fondo, en la cual se consagró la libertad de regímenes

cambiarlos, supervisados por el F.M.I., organismo al que se le atribuye un mayor protagonismo al asignarle el objetivo fundamental de supervisar la evolución del sistema monetario internacional y el cumplimiento de las obligaciones de los países miembros. Asimismo, se adoptaron una serie de medidas para fomentar el uso de los Derechos Especiales de Giro al tiempo que se eliminaba la dependencia del sistema con respecto al oro (véase Muns (1978)).

El efecto principal de la Segunda Enmienda fue la adopción y aprobación de los tipos de cambio flotantes así como el mayor protagonismo del Fondo Monetario Internacional encargado de velar por el buen funcionamiento del sistema.

Hoy en día aún continúa vigente el sistema de la Segunda Enmienda. Su funcionamiento parece que ha sido algo irregular y ha seguido dominado por los avatares del dólar cuyas apreciaciones y depreciaciones han regido el desarrollo del S.M.I. El 'crash' de octubre de 1987 puso de manifiesto además de la internacionalización de los mercados financieros, la sensibilidad internacional a los déficits tanto fiscal como comercial de los EE.UU. Las periódicas reuniones del Grupo de los Siete (Italia, Francia, Canadá, EE.UU, Japón, Alemania y Gran Bretaña) muestran su preocupación por conseguir un dólar estable y el reparto de las cargas con el fin de lograr un orden económico internacional equilibrado. Después de los llamados acuerdos del Plaza (septiembre de 1985) y del Louvre (Febrero de 1987) parece evidente que la estabilidad cambiaria sólo se puede lograr mediante un esfuerzo conjunto de los principales países implicados, por lo que Kenen (1988) llega incluso a sugerir o recomendar la utilización de tipos de cambio dirigidos de forma conjunta.

La crisis desatada en el sistema monetario internacional a partir de 1971 llevó a los países miembros de la C.E.E. a plantear un sistema para evitar que la inestabilidad monetaria afectase al buen funcionamiento del Mercado Común. Esta iniciativa se plasmó en tres proyectos que tuvieron diversa suerte. El primer sistema adoptado por los países comunitarios fue la 'Serpiente Monetaria en el Túnel' (1972-1973) el cual se gestó y aprobó en Basilea (acuerdo de Basilea, Marzo de 1972) y cuyas principales características, siguiendo a Ruiz de Cabra y Carbajo Vasco (1988), son que la fluctuación máxima entre dos monedas no podía ser superior a $\pm 2.25\%$ (la serpiente) y que el dólar no podía fluctuar más del 2.25% con respecto a las divisas comunitarias (el túnel).

Para mantener las monedas dentro de la serpiente, se requería la intervención de los bancos centrales, en el mercado monetario, en monedas comunitarias, mientras que la intervención se realizaba en dólares para mantener el túnel. La dependencia de la serpiente con respecto al dólar, en un período de fuerte desconfianza en la divisa norteamericana determinó el fracaso del sistema que fue abandonado sucesivamente por los distintos países que formaban parte de él, instaurándose de nuevo la flotación libre de las monedas comunitarias.

El segundo intento por parte de los países comunitarios para lograr la estabilidad cambiaria en el seno de la C.E.E. fue la 'Serpiente fuera del Túnel' (1973-1977) en el cual se estableció un encasillado de tipos de cambio cruzados oficiales que se toman como paridades bilaterales. Se determinan los límites de fluctuación alrededor de las paridades oficiales de $\pm 2.25\%$, eliminándose el túnel, lo que permitió una mayor posibilidad de movilidad de la serpiente y se es-

tableció la obligatoriedad de intervención de los bancos centrales para mantener las paridades anteriores. Sin embargo, la ausencia de una auténtica política única a nivel de la C.E.E., la imposibilidad de crear un 'espacio monetario europeo' y la falta de una política unitaria a nivel de la C.E.E. frente a la reforma del Sistema Monetario Internacional llevaron a mantener las intervenciones de los bancos centrales en dólares lo que ponía de manifiesto la debilidad del sistema que fue abandonado paulatinamente a partir de 1977 por los principales países que los formaban.

A finales de 1977, tras la experiencia contradictoria de la serpiente monetaria europea, pareció llegado el momento de plantearse políticamente un nuevo impulso en el proceso de integración monetaria europea, buscando afrontar el retroceso de las concepciones teóricas partidarias de los tipos de cambio flexibles y retornar hacia los modelos de cambios fijos pero ajustables. También se tuvo en cuenta la iniciativa de lograr un área comercial unida frente al papel predominante del dólar que presentaba una gran inestabilidad. Todos estos argumentos llevaron a la creación del Sistema Monetario Europeo en marzo de 1979.

Siguiendo a Viñals (1986), el S.M.E. se puede definir como una zona de tipos de cambio nominales fijos, pero ajustables, siendo sus principales objetivos, según Briz de Caba y Carvajo Vasco (1988), la creación de una "zona de estabilidad monetaria en Europa" por medio de una estrecha cooperación monetaria y el establecimiento de una base dirigida a la coordinación del manejo de los tipos de cambio con respecto al resto del mundo.

Las principales características de este sistema cambia-

rio pueden resumirse en los siguientes puntos:

1) Creación de una unidad de cuenta: el E.C.U. (European Currency Unity) definido como un promedio ponderado del valor de las diferentes monedas comunitarias. El E.C.U. además de cumplir con las funciones del dinero (unidad de cuenta, medio de pago y depósito de valor), tiene la función adicional de servir tanto como indicador de divergencia como para fijar los tipos de cambio bilaterales entre las monedas de los diferentes países.

2) Los tipos de cambio efectivos entre dos monedas cualesquiera no podrán fluctuar respecto a la paridad más que un 2.25% a cada lado. Estos límites de fluctuación son válidos para todas las monedas excepto para la Lira Italiana que debido a su debilidad, tiene una banda de fluctuación del 12%. (La moneda española también se ha incorporado al S.M.E. con esta banda de fluctuación más amplia).

3) El sistema prevé que cuando una moneda se desvie de su paridad frente al E.C.U. en más de un porcentaje determinado ('indicador de divergencia'), la autoridades del país emisor deberán intervenir. Se ha señalado un 'umbral de divergencia' que es del 75% del indicador de divergencia. Cuando una moneda llega al margen extremo de fluctuación, las autoridades monetarias correspondientes deberán intervenir para frenar la apreciación o depreciación. (Para un análisis más detallado del mecanismo de ajuste, vease Viñals (1986), Ruiz de Cabra y Carvajo Vasco (1988) y de Juan (1989)).

4) Se creó un sistema de facilidades de crédito para instaurar adecuadamente el sistema de intervenciones de los países miembros, con el objeto de limitar las fluctuaciones cambiarias (vease Maycas Tarascón (1987)).

El funcionamiento del Sistema Monetario Europeo ha sido bastante irregular. Viñals (1986) considera que se pueden distinguir tres etapas diferenciadas. La primera, que abarca hasta 1982, no se caracterizó por un buen funcionamiento del sistema debido a que los tres objetivos básicos del mismo (reducción de la variabilidad de los tipos de cambio, disminución de la tasa de inflación y reducción de los tipos de interés) no se consiguieron. Bien es verdad que el entorno internacional fue poco favorable: la segunda subida fuerte de los precios del petróleo sumió a las economías de casi todos los países en una profunda crisis de la que no fue fácil salir.

La segunda etapa, que comienza en 1983 y termina a finales de 1986, presentó un signo totalmente distinto. Se produjeron bastantes avances en la consecución de los objetivos básicos además de una cierta convergencia de las políticas económicas de los países miembros del sistema, políticas dirigidas a frenar la inflación.

Finalmente, la tercera etapa comienza en enero de 1987, mes en el que se produjo un realineamiento de las paridades, motivado por las tensiones cambiarias en el seno del Sistema Monetario Europeo. La debilidad del dólar norteamericano en todos los mercados produjo un trasvase de fondos hacia las monedas 'fuertes' del S.M.E. (el marco alemán y el florín holandés) poniéndose de manifiesto la debilidad del franco francés lo que llevó al reajuste anteriormente citado. Esta tercera etapa también se caracteriza por las tensiones po-

líticas que han ido sucediéndose con motivo de la renovada voluntad política de otorgar mayor ímpetu al proceso de integración. Finalmente, la última característica de esta etapa es la relajación en el control de la inflación por parte de los países miembros debido a los buenos resultados obtenidos anteriormente en este campo.

En resumen, puede considerarse que el S.M.E. está funcionando adecuadamente a pesar de las diversas tensiones a las que se ha visto sometido. El reforzamiento del proceso integrador suscitado recientemente contribuirá sin duda al éxito de su funcionamiento en los próximos años.

De todo lo expuesto puede deducirse claramente que la evolución del Sistema Monetario Internacional ha sido complicada. Se ha visto sometido en numerosas ocasiones a fuertes presiones que han provocado una elevada inestabilidad destacando, en los últimos años, la generada por la progresiva depreciación del dólar iniciada en 1985, teniendo como principal consecuencia el elevado flujo de capitales que se trasladó desde Estados Unidos a Alemania y Japón como respuesta a la desconfianza en el dólar. Esto se tradujo en nuevas tensiones que afectaron incluso al S.M.E. Desde que se produjo el llamado Acuerdo del Louvre se ha frenado la depreciación del dólar y los mercados de divisas están volviendo progresivamente a la tranquilidad, gracias en buena medida a las intervenciones de los bancos centrales en apoyo del dólar. Se vuelve a poner de manifiesto que la estabilidad del orden económico internacional depende de los avatares del dólar estrechamente vinculado a las reuniones periódicas del 'Grupo de los Siete'.

En el seno del S.M.E., la estabilidad ha sido superior, habiéndose conseguido gran parte de los objetivos estableci-

dos en el momento de su creación. Sin embargo, el sistema también se ha visto afectado en su funcionamiento por la inestabilidad externa persistente, provocando reajustes de paridades que de otro modo no se hubieran producido. En este contexto es en el que se ha incorporado la moneda española.

Los mercados internacionales de divisas han sufrido fuertemente la inestabilidad del sistema monetario internacional, con fuertes oscilaciones de las cotizaciones de las diversas monedas, lo que ha contribuido al calificativo de impredecibles otorgado a los tipos de cambio. Se han desarrollado diversos modelos de determinación de los mismos con el objetivo fundamental de predecir la evolución futura de la cotización de las monedas, objetivo no conseguido en la mayor parte de las ocasiones. Los trabajos de Mussa (1984) y Meese y Rogoff (1983) apuntaron, en su momento, la causa del fracaso a nivel predictivo de los modelos de determinación de los tipos de cambio al considerar que la cotización de las divisas se establece en mercados eficientes, por lo que el modelo que mejor refleja la evolución pasada, presente y futura de los tipos de cambio es el paseo aleatorio, modelo estrechamente vinculado a la hipótesis de eficiencia, en su versión débil, del mercado. La verificación del cumplimiento de esta hipótesis en el mercado español de divisas será el primer objetivo de esta investigación, para lo cual se utilizará la definición de eficiencia propuesta por Jensen (1978), utilizándose los tipos de cambio de la peseta frente a tres de las principales monedas que cotizan en el mercado español y dos frecuencias temporales en la medición de los datos, mensual y diaria. Como se demostrará, la consideración de diferentes frecuencias resulta fundamental a la hora de verificar la eficiencia débil del mercado.

Los intentos por obtener buenas o aceptables predicciones sobre la evolución futura de los tipos de cambio se han centrado principalmente en las relaciones entre éstos y ciertas variables de tipo monetario que han recibido el calificativo de 'determinantes fundamentales'. De nuevo, en este aspecto, el trabajo de Meese y Rogoff (1983) resulta determinante al comparar las predicciones de estos modelos con las obtenidas con el modelo de paseo aleatorio, siendo estas últimas las que mejor reflejan el comportamiento futuro de los tipos de cambio del dólar que consideran, poniendo de manifiesto que el pasado inmediato de las cotizaciones de las divisas es fundamental a la hora de explicar el comportamiento futuro de éstas. Siguiendo, pues, esta línea, buscaremos mejorar las predicciones del modelo de paseo aleatorio utilizando la bien conocida metodología de series temporales (Box y Jenkins (1970)). Para los tipos de cambio, tanto mensuales como diarios, se realizará el análisis univariante junto con el análisis de intervención (Box y Tiao (1976)) de los numerosos valores atípicos, análisis que, como veremos, resulta determinante en la mayor parte de las ocasiones. Asimismo, se establecerán relaciones dinámicas entre los tipos de cambio a nivel mensual y los 'determinantes fundamentales' y entre los tipos de cambio diarios y los diferenciales de tipos de interés a diversos plazos. A partir de este análisis, la principal conclusión que se puede extraer es que las relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y cada uno de los 'determinantes fundamentales' ayudan a explicar el comportamiento futuro de las cotizaciones de las divisas.

Finalmente, el desarrollo reciente en el campo econométrico de los modelos lineales de series temporales, aplicados principalmente a los datos diarios y semanales, ha provocado la aparición de numerosos trabajos con aplicaciones

sobre los tipos de cambio. Por ello, se considerará la posibilidad de que los tipos de cambio de la peseta considerados en este trabajo presenten algún efecto no lineal no recogido por los modelos univariantes y bivariantes desarrollados. De nuevo, la intervención de los numerosos valores atípicos cuyas causas son conocidas resulta determinante en esta parte del análisis.

CAPITULO 2

Eficiencia del Mercado de Divisas Español

2.1 MODELOS MONETARIOS DE DETERMINACION DEL TIPO DE CAMBIO

Los análisis realizados sobre el tipo de cambio se han centrado fundamentalmente en la búsqueda de relaciones con otro tipo de variables, principalmente de tipo monetario, que determinen el comportamiento del primero.

En un principio dominaba la idea de que el tipo de cambio venía determinado por el equilibrio entre la demanda y la oferta de moneda. Se trataba pues de un modelo de equilibrio de flujos puesto que el tipo de cambio, al ser el precio relativo de una moneda extranjera en términos de la moneda interna, alcanzaba su nivel de equilibrio cuando coincidían los flujos de demanda y de oferta.

Posteriormente, se impuso la corriente que considera que el tipo de cambio se determina como el precio de cualquier otro activo financiero, dando paso al Modelo del Mercado de Valores. En este caso los agentes económicos mantienen un stock de monedas buscando obtener rentabilidad y sus decisiones de comprar o vender dependen de las expectativas del mercado sobre su precio futuro, por lo que el tipo de cambio puede modificarse sin que se produzca ninguna alteración en el comercio, simplemente porque el mercado se ha vuelto optimista o pesimista sobre los precios futuros de algunas monedas.

Entre los modelos desarrollados dentro de esta última tendencia destaca el Modelo Monetario de Determinación de Tipo de Cambio propuesto por Mundell (1968) y Johnson (1976) que posteriormente dió origen a dos modelos amplia-

mente utilizados para explicar y predecir el comportamiento del tipo de cambio. Destaca, en primer lugar el modelo monetario con precios flexibles, debido a Frenkel (1976) y Bilson (1978) quienes derivan una expresión para el tipo de cambio a partir de las siguientes hipótesis:

1 - Los bienes nacionales y extranjeros se consideran sustitutos perfectos, los precios son totalmente flexibles y la Paridad de Poder Adquisitivo (P.P.A), que relaciona al tipo de cambio ($S_t = \text{logaritmo natural del tipo de cambio}$) con el diferencial entre el nivel de precios interno ($P_t = \text{logaritmo natural del índice de precios}$) y el nivel de precios externo ($P^*_t = \text{logaritmo natural del índice de precios externo}$), se cumple en todo momento. Esta relación se expresa:

$$S_t = P_t - P^*_t$$

2 - El mercado de dinero en cada país se encuentra en equilibrio.

3 - Se supone la igualdad de las elasticidades de la demanda monetaria con respecto a la renta interna y externa y la igualdad de las semielasticidades de la demanda monetaria con respecto al tipo de interés interno y externo.

Teniendo en cuenta estas hipótesis, el tipo de cambio de equilibrio vendría determinado por la expresión:

$$S_t = (m_t - m^*_t) - \alpha(y_t - y^*_t) + \beta(i_t - i^*_t) \quad (1.1)$$

donde el tipo de cambio spot se determinaría por el diferencial de ofertas monetarias siendo m_t y m^*_t los logaritmos naturales de algún agregado monetario interno y externo respectivamente; por el diferencial de rentas donde y_t e y^*_t representan el logaritmo natural de la renta interna y externa respectivamente y por el diferencial de tipos de interés nominales, internos (i_t) y externos (i^*_t).

Una expresión alternativa a (1.1) se deriva al introducir el cumplimiento de la Paridad Descubierta de los tipos de interés, representada por la relación:

$$i - i^* = S_{t,t+1} - S_t = D^e \quad (1.2)$$

en la que se expresa la tasa esperada de depreciación de la moneda nacional ($D^e = S_{t,t+1} - S_t$) en función del diferencial de tipos de interés nominales. Al considerar la relación (1.2) junto con la expresión para la tasa esperada de depreciación en función de la diferencia de tasas esperadas de inflación:

$$\begin{aligned} D^e &= [P_{t,t+1} - P_t] - [P^*_{t,t+1} - P^*_t] \\ &= \dot{p}_t - \dot{p}^*_t \end{aligned} \quad (1.3)$$

se obtiene una representación alternativa para el tipo de cambio de equilibrio del modelo de Frenkel-Bilson, dada por la expresión:

$$S_t = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(\dot{p}_t - \dot{p}_t^*) \quad (1.4)$$

El segundo modelo utilizado para explicar y predecir el comportamiento del tipo de cambio es el modelo monetario con precios fijos debido a Dornbush (1976) y Frankel (1979), quienes consideran que la P.P.A. no se cumple continuamente debido a que los precios son rígidos. Por ello, formulan de nuevo la P.P.A. estimando que sólo se verificará a largo plazo, obteniendo para esta hipótesis una nueva expresión:

$$\bar{S} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (1-5)$$

donde (-) indica valores de equilibrio a largo plazo. De esta forma, la ecuación para el tipo de cambio (1.4) se transforma en:

$$\bar{S}_t = (\bar{m}_t - \bar{m}_t^*) - \alpha(\bar{y}_t - \bar{y}_t^*) + \beta(\bar{p}_t - \bar{p}_t^*) \quad (1.4')$$

siendo únicamente válida a largo plazo.

Ambas versiones han sido utilizadas para explicar tanto el comportamiento pasado como futuro del tipo de cambio y los resultados no han sido demasiado satisfactorios. Se han apuntado diversas causas del fracaso del modelo monetario en su intento de determinar el tipo de cambio. Todas las causas reseñadas se refieren a las hipótesis sobre las que se fundamenta el modelo al considerarse demasiado restrictivas y poco realistas

La hipótesis del cumplimiento de la Paridad del Poder Adquisitivo ha recibido numerosas críticas centradas en varios puntos:

1) El cumplimiento de esta hipótesis se ha puesto en tela de juicio al argumentarse que carece del mecanismo explícito por el cual se encuentran relacionados los tipos de cambio y los niveles de precios. También se le reprocha que no se especifican las condiciones que se deben cumplir para que esta relación se mantenga (Smith y Wickens (1986) y Frenkel (1981a)).

2) Por otro lado, la elección del índice de precios que se debe considerar presenta problemas cuando las estructuras de precios relativos de la economía varían. De hecho, la omisión de algún componente del nivel de precios introducirá sesgos de especificación al no incluir variables relevantes, obteniéndose por tanto estimaciones sesgadas e ineficientes.

3) Por último, se ha apuntado que los tipos de cambio, al determinarse en mercados eficientes, dependerán fuertemente de las expectativas que varían debido a las 'novedades' ('news' (Frenkel (1981b))), por lo que los tipos de cambio presentarán fuertes fluctuaciones que no estarán originadas por variaciones en los niveles de precios como apunta la P.P.A. Todo esto, ha llevado a la consideración de que esta hipótesis, de cumplirse, lo hará a largo plazo, mientras que, a corto plazo, los tipos de cambio vendrán determinados por otros factores no anticipados

La paridad del interés descubierto también se ha visto afectada por las críticas, centradas fundamentalmente en la hipótesis de la perfecta movilidad del capital (Mundell (1968)).

La consideración de funciones de demanda de dinero idénticas y estáticas que implican la igualdad de las elasticidades de la demanda de dinero con respecto a la renta y de las semielasticidades de la demanda de dinero con respecto al tipo de interés, aparece como una de las principales críticas al modelo monetario al implicar estructuras monetarias idénticas para los distintos países siendo de difícil verificación, por ejemplo, para España y EE.UU. (de Juan (1988)). Meese y Rogoff (1983) centraron sus críticas sobre la hipótesis de estabilidad de estas demandas de dinero, demostrando que se obtienen diferentes valores para la elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la renta y para la semielasticidad de la demanda de dinero con respecto al tipo de interés según sea la definición de dinero que se considere (M1, M2 ó M3).

Todas estas críticas se presentan como las posibles causas del fracaso del modelo monetario en la explicación del comportamiento pasado y futuro del tipo de cambio.

2.2 MERCADOS EFICIENTES

Hemos apuntado con anterioridad que el modelo monetario se basa en la idea de que el tipo de cambio puede considerarse como el precio de un valor por lo que su comportamiento y determinación se lleva a cabo de forma análoga al del precio de los valores comercializados en el mercado de valores, considerado éste como uno de los ejemplos de mercado eficiente. Pero, ¿qué se entiende por mercado eficiente ?

Jensen (1978) señala que "un mercado es eficiente con respecto al conjunto de información disponible en el momento t (Θ_t) si resulta imposible obtener beneficios económicos al realizar alguna operación sobre la base del conjunto de información Θ_t ", entendiéndose por beneficios económicos "el riesgo de las ganancias ajustado a todos los costes". La aplicación de la condición de beneficio cero a los mercados especulativos bajo la hipótesis de que los costes de mantenimiento y los costes de las transacciones son nulos proporciona el resultado de que los precios de los valores se comportan como una martingala con respecto al conjunto de información Θ_t . Esto es, se cumple que:

$$E [P_{t+1} | \theta_t] = P_t (1 + \tau_t)$$

donde τ_t es la ganancia del valor para el período t y $E [P_{t+1} | \theta_t]$ es el precio esperado al final del período basado en el conjunto de información θ_t .

A partir de esta definición se han desarrollado diversas versiones de la hipótesis de eficiencia atendiendo primordialmente a la definición del conjunto de información que se tenga en cuenta. De esta forma Jensen considera que las tres categorías de eficiencia más ampliamente utilizadas son:

- a) Versión débil de la hipótesis de mercado eficiente que únicamente incluye en el conjunto de información θ_t aquella información contenida en la historia pasada de los precios del mercado hasta el momento t .
- b) Versión semifuerte de la hipótesis de mercado eficiente en la que el conjunto de información θ_t incluye toda la información públicamente disponible en el momento t y
- c) Versión fuerte de la hipótesis de mercado eficiente en la que el conjunto de información θ_t incluye toda la información conocida por cualquier persona en el momento t .

Las dos últimas versiones se consideran demasiado restrictivas puesto que θ_t contiene información de muy difícil cuantificación. Por ello, la verificación de la eficien-

cia de un mercado se ha llevado a cabo primordialmente considerando la versión débil. Esta suele realizarse mediante la contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio:

$$x_t = x_{t-1} + a_t \quad a_t \sim iid(0, \sigma_a^2) \quad (2.1)$$

en la cual se manifiesta que el valor de la variable en el momento t únicamente viene determinado por su valor en el período anterior junto con un término de error aleatorio. Esta hipótesis fue corroborada por Meese y Rogoff (1983) quienes, tras realizar un análisis de los tipos de cambio intentando predecir su comportamiento futuro mediante distintos modelos y métodos de estimación, concluyen que la mejor predicción será la obtenida con el modelo de paseo aleatorio.

Estas conclusiones, obtenidas para diversas monedas extranjeras, nos inducen a pensar que este comportamiento también se cumplirá para nuestra moneda. Por ello, se intentará verificar para tres tipos de cambio de la peseta: frente al dólar americano, el marco alemán y el franco francés, para los cuales se utilizan los datos del último día del mes para el período comprendido entre Enero de 1979 y Enero de 1989.

Los motivos de la elección de estos tres tipos de cambio se debe, por un lado, a las relaciones comerciales españolas con estos países. El comercio español se encuentra concentrado principalmente en los países de la Comunidad Económica Europea y en los Estados Unidos, siendo Francia y

la República Federal Alemana los países con los que se mantienen mayores relaciones comerciales dentro de la C.E.E.. Como se puede apreciar en la Tabla 2-1, el comercio con estos dos países representa cerca del 30% del realizado por España, por lo que el análisis de los tipos de cambio Peseta/Franco y Peseta/Marco parece adecuado atendiendo a las relaciones comerciales españolas.

La otra razón por la que se analizan estos tres tipos de cambio es la intención de considerar monedas sujetas al sistema de flotación aprobado en la Segunda Enmienda al Convenio Constitutivo del F.M.I., junto con otras sometidas a un régimen de tipos de cambio fijos como es el Sistema Monetario Europeo. Entre las primeras, la elección no planteó dificultades al ser el dólar la moneda que rige el orden económico internacional. Entre las segundas, su elección se fundamenta en las relaciones comerciales españolas con estos países.

El objetivo es doble: por un lado se busca verificar la hipótesis de eficiencia del mercado español de divisas (para los tres tipos de cambio considerados) (a) siguiendo el proceso de contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio llevado a cabo por Mañas (1986) y (b) utilizando el concepto de cointegración recientemente desarrollado por

TABLA 2.1 : IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES (en millones de ptas)

IMPORTACIONES

| AÑO 1988 | IMPORTACIONES TOTALES | IMPORTACIONES DE FRANCIA | | IMPORTACIONES DE ALEMANIA | | IMPORTACIONES DE EE.UU | |
|------------|--------------------------|-----------------------------|-------|------------------------------|-------|---------------------------|-------|
| | | TOTAL | % | TOTAL | % | TOTAL | % |
| ENERO | 428556 | 56580 | 13.20 | 69424 | 16.2 | 37480 | 8.74 |
| FEBRERO | 559184 | 77491 | 13.86 | 90902 | 16.26 | 46053 | 8.23 |
| MARZO | 608968 | 83042 | 13.64 | 100253 | 16.46 | 55032 | 9.04 |
| ABRIL | 576878 | 88890 | 15.41 | 97944 | 16.98 | 66086 | 11.45 |
| MAYO | 592526 | 81023 | 13.67 | 97674 | 16.48 | 47122 | 7.95 |
| JUNIO | 607677 | 84832 | 13.96 | 95569 | 15.73 | 49734 | 8.18 |
| JULIO | 565997 | 75826 | 13.40 | 90408 | 15.97 | 41793 | 7.38 |
| AGOSTO | 482257 | 44102 | 9.14 | 66887 | 13.87 | 35755 | 7.41 |
| SEPTIEMBRE | 643753 | 85969 | 13.35 | 106201 | 16.50 | 52287 | 8.12 |
| OCTUBRE | 624850 | 83971 | 13.44 | 104502 | 16.72 | 58776 | 9.41 |
| NOVIEMBRE | 654830 | 88753 | 13.55 | 110450 | 16.87 | 65224 | 9.96 |
| DICIEMBRE | 694040 | 98538 | 14.20 | 108495 | 15.63 | 71238 | 10.26 |

EXPORTACIONES

| AÑO 1988 | EXPORTACIONES TOTALES | EXPORTACIONES A FRANCIA | | EXPORTACIONES A ALEMANIA | | EXPORTACIONES A EE.UU | |
|------------|--------------------------|----------------------------|-------|-----------------------------|-------|--------------------------|-------|
| | | TOTAL | % | TOTAL | % | TOTAL | % |
| ENERO | 294990 | 59815 | 20.28 | 38719 | 13.12 | 18383 | 6.23 |
| FEBRERO | 406433 | 75920 | 18.68 | 48313 | 11.89 | 28797 | 7.08 |
| MARZO | 419178 | 77391 | 18.46 | 49437 | 11.79 | 31660 | 5.55 |
| ABRIL | 374945 | 75896 | 20.24 | 43906 | 11.71 | 24474 | 6.53 |
| MAYO | 414450 | 77682 | 18.74 | 52118 | 12.57 | 28868 | 6.96 |
| JUNIO | 397143 | 73289 | 18.45 | 49536 | 12.47 | 30713 | 7.73 |
| JULIO | 401256 | 75493 | 18.81 | 47363 | 11.80 | 36620 | 9.13 |
| AGOSTO | 259475 | 34336 | 13.23 | 27191 | 10.48 | 27494 | 10.60 |
| SEPTIEMBRE | 437628 | 77979 | 17.82 | 47869 | 10.94 | 40790 | 9.32 |
| OCTUBRE | 374514 | 71145 | 19.00 | 46815 | 12.50 | 31352 | 8.37 |
| NOVIEMBRE | 456696 | 84302 | 18.46 | 55174 | 12.08 | 36050 | 7.89 |
| DICIEMBRE | 449668 | 82071 | 18.25 | 55550 | 12.35 | 36666 | 8.15 |

Fuente : Boletines Estadísticos del Banco de España y elaboración propia

Granger y Engle (1987) y en segundo lugar se intentan establecer las relaciones dinámicas entre el tipo de cambio y los "determinantes fundamentales" de éstos (principalmente las variables incluidas en el modelo monetario).

2.2.1 CONTRASTE DE LA HIPOTESIS DE PASEO ALEATORIO

Siguiendo a Jensen (1978), la verificación de la hipótesis de eficiencia del mercado de divisas español se puede realizar utilizando la versión débil, que se reduce a contrastar la hipótesis nula de paseo aleatorio para el tipo de cambio debido a que esta variable presenta características típicas de los precios de los activos de las cuales Mussa (1984) destaca, entre otras :

- a) Los cambios mensuales en el valor del tipo son impredecibles.
- b) Existe una fuerte correlación entre los movimientos contemporáneos de los precios al contado y a futuro, indicando de esta forma que las variaciones en los tipos de cambio al contado vienen motivadas por alteraciones en las expectativas del mercado con respecto a su precio futuro.
- c) La teoría de la PPA sugiere que las variaciones en el tipo de cambio deberían estar altamente correlacionadas con los índices de precios. Sin

embargo, los movimientos en los tipos de cambio al contado no presentan correlación con los cambios contemporáneos de los índices de precios.

d) Finalmente, la facilidad y celeridad en el comercio de divisas son análogas a las de los mercados de activos. Esto implica que las series de tipos de cambio cumplen ciertas condiciones de arbitraje (paridad cubierta de intereses) y especulación (paridad descubierta) propias de los mercados eficientes.

Todas estas consideraciones llevaron a finales de los setenta al modelo del mercado de valores, interpretando que el tipo de cambio se comporta como el precio de cualquier otro valor en ese tipo de mercado por lo que el mercado de divisas se caracterizará por ser eficiente.

2.2.1.a FUNDAMENTACION TEORICA DEL COMPORTAMIENTO DE PASEO ALEATORIO

Mañas (1986), a partir del modelo simple de economía abierta de Mussa (1984), deriva una fundamentación teórica del comportamiento de paseo aleatorio en los tipos de cambio. Partiendo de una función de demanda de dinero, la Paridad del Poder Adquisitivo y la Paridad de Intereses Descubierta que vienen expresados por:

$$m_t = a_t + P_t - k i_t \quad (2.2)$$

$$P_t = P^*_t + S_t + v_t \quad (2.3)$$

$$i_t = i^*_t + D^e_t S_t + w_t \quad (2.4)$$

donde m_t , P_t son los logaritmos naturales de la oferta monetaria y del índice de precios respectivamente; a_t recoge la existencia de otras variables con influencia potencial en la demanda de dinero; i_t es el tipo de interés; k es la semielasticidad de la demanda de dinero con respecto al tipo de interés, siendo $k > 0$; v_t representa las variaciones en el tipo de cambio real, es decir desviaciones de la PPA; w_t es la prima de riesgo y S_t es el logaritmo natural del tipo de cambio spot y

$$D^e_t S_{t+j} = E_t [S^{e}_{t+j+1}] - E_t [S^{e}_{t+j}]$$

donde $E_t[.]$ representa la predicción de . que realiza el mercado en el momento t de forma que $D^e_t S_{t+j}$ se puede interpretar como la variación entre $t+j$ y $t+j+1$ para el tipo de cambio esperado por el mercado en el momento t .

El mecanismo de expectativas racionales implica que:

$$D^e_t S_t = E [S_{t+1} - S_t / \theta_t] \quad (2.5)$$

es decir, la variación del tipo de cambio esperada por el mercado tiene su fundamentación en el conjunto de información que posee el mercado en el momento t (θ_t) en el cual se incluyen los parámetros del modelo y de los procesos estocásticos que generan las variables exógenas y los valores pasados y presentes de las variables.

Despejando S_t del sistema de ecuaciones obtenemos:

$$S_t = (1/1+k) (k E_t(S_{t+1}) + Z_t) \quad (2.6)$$

donde

$$Z_t = m_t - (a_t + P^*_t + v_t) + k(i^*_t + w_t)$$

ecuación considerada como la forma reducida para el tipo de cambio en una clase muy general de modelos (Mussa (1984)).

Resolviendo la ecuación (2.6) en términos de Z_t se obtiene (bajo el supuesto de estabilidad):

$$S_t = (1/1+k) \sum_{j=0}^{\infty} [k/1+k]^j E_t\{ Z_{t+j} \} \quad (2.7)$$

ecuación en la que se expresa el tipo de cambio como una media ponderada de los valores esperados de sus determinantes básicos (Z_{t+j} , $j=0,1,\dots$) tanto presentes como futuros. Gracias a esta ecuación, podemos descomponer la variación en el tipo de cambio, $S_{t+1} - S_t$, en un componente esperado, $D^e_t S_t$, y otro no esperado, $D^u_t S_t$:

$$\begin{aligned} S_{t+1} &= S_t + D^e_t S_t + D^u_t S_t & (2-8) \\ &= S_t + (E_t(S_{t+1}) - S_t) + (S_{t+1} - E_t(S_{t+1})) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D^e_t S_t &= E_t(S_{t+1}) - S_t \\
&= (1/1+k) \sum_{j=1}^{\infty} (k/1+k)^j E_t(Z_{t+j}) \\
&= (1/1+k) [E_t(S_{t+1}) - Z_t]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D^u_t S_t &= S_{t+1} - E_t(S_{t+1}) \\
&= (1/1+k) \sum_{j=0}^{\infty} (k/1+k)^j \\
&\quad [E_{t+1}(Z_{t+j+1}) - E_t(Z_{t+j+1}/j)]
\end{aligned}$$

La variación esperada en el tipo de cambio es proporcional a la diferencia entre el valor presente descontado de los determinantes futuros esperados $[E_t(S_{t+1})]$ y los determinantes en el momento t .

El componente no esperado se puede interpretar como la media ponderada de las variaciones que se producen en los valores esperados de los determinantes, Z_{t+j} , a partir de la nueva información recibida entre t y $t+1$.

La descomposición del tipo de cambio en el momento $t+1$ en un componente esperado y otro no esperado en cierto modo viene a justificar los fracasos de los intentos de predicción del tipo de cambio. La variabilidad observada en los tipos de cambio tiene su principal fuente en el componente no esperado, $D^u_t S_t$, el cual no se puede predecir. Este componente es ortogonal con respecto a todas las variables incluidas en el conjunto de información Θ_t . Si llamamos δ_t a $D^e_t S_t$ y ϵ_{t+1} a $D^u_t S_t$ podemos reescribir (2.8) como :

$$S_{t+1} - S_t = \delta_t + \epsilon_{t+1} \quad (2.8')$$

Suponiendo que el tamaño del cambio esperado en los datos mensuales es aproximadamente constante (debido a que las variaciones de los valores de S_t entre dos períodos consecutivos son muy reducidas) podemos expresar (2.8') como:

$$S_{t+1} - S_t = \delta + \epsilon_{t+1} \quad (2.9)$$

que representa aproximadamente un paseo aleatorio con deriva (drift), δ , donde ϵ_{t+1} es un proceso de ruido blanco.

En nuestro caso, la hipótesis nula para contrastar el supuesto de eficiencia será que los tipos de cambio considerados (peseta/dólar, peseta/marco, peseta/franco) se comportan como un paseo aleatorio :

$$H_0 : S_t = \delta + S_{t-1} + u_t \quad (2.10)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$$

siendo nuestra hipótesis alternativa que S_t sigue cualquier proceso ARIMA distinto del simple paseo aleatorio. La contrastación de la hipótesis nula se realizará siguiendo el análisis realizado por Mañas (1986) que verifica esta hipótesis para el tipo de cambio peseta/dólar.

2.2.1.b CONTRASTACION DE LA HIPOTESIS DE PASEO ALEATORIO:

En esta sección se llevará a cabo la contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio utilizando diversos tests desarrollados en el campo econométrico. Todos ellos se engloban dentro de la categoría de los métodos de contrastación paramétricos aunque no todos los tests se derivan realizando las mismas especificaciones (Aznar (1989)). Por un lado, se consideran contrastes en los que no se dispone de una información a priori sobre los parámetros y cuyo punto relevante estriba en verificar si un modelo es menos inconsistente con algunos aspectos específicos de los datos que otros modelos. Se favorece así a priori un determinado modelo frente a otros (hipótesis nula), rechazándose éste si resulta poco probable dentro de una región crítica determinada. Dentro de este tipo de contrastes (que a menudo se engloban dentro de la categoría de tests clásicos) se encuentran los tests de Box-Ljung, Whittle, Harvey, Dickey-Fuller, Nankervis-Evans y Evans-Savin. Por otro lado, se utilizan dos criterios de información (AIC y Schwarz) cuya derivación precisa la especificación de una función de pérdida no siendo necesaria una función de distribución a priori sobre los parámetros. Destaca el hecho de que el criterio de Akaike es inconsistente frente a la consistencia del criterio de Schwarz. Por último, se incluyen contrastes enmarcados dentro del esquema bayesiano donde el problema de selección de modelos se engloba dentro de un esquema de decisión en el cual se debe especificar, de forma explícita, una función de distribución a priori sobre los parámetros y una función de pérdida. De esta forma, al comparar dos modelos, se elige aquel que minimiza la pérdida esperada definida respecto a la distribución a posteriori de los parámetros desconocidos.

Conviene destacar que, en los contrastes dentro del esquema bayesiano, el tamaño muestral no resulta crucial a la hora de realizar la contrastación de un modelo. Sin embargo, los contrastes dentro del enfoque clásico son aproximaciones asintóticas por lo que el tamaño muestral puede resultar determinante a la hora de rechazar modelos.

Uno de los temas de mayor actualidad dentro del desarrollo econométrico reciente es la contrastación de la hipótesis de raíz unitaria. Continuamente aparecen nuevos artículos invalidando total o parcialmente los contrastes de raíz unitaria recientemente desarrollados (vease, por ejemplo, Perron (1989)). Por ello, y debido al desasosiego existente dentro de la profesión sobre este tema, se utilizarán diversos tests, no todos ellos específicamente derivados para contrastar la hipótesis de raíz unitaria. Se está suponiendo así que no todos los tests se equivocan en la misma dirección de forma que el posible rechazo de la hipótesis de paseo aleatorio para los tipos de cambio analizados será, de este modo, más riguroso.

2.2.1.b.1 CONTRASTACION DE LA HIPOTESIS NULA BAJO EL ENFOQUE CLASICO

a) Test de Box-Ljung (1978)

La utilización del test de Box-Ljung, (cuyos fundamentos teóricos se encuentran en el apéndice A), para verificar si nuestros tipos de cambio se comportan como procesos de paseo aleatorio se fundamenta en el hecho de que, si realmente las variables se comportan como

tales procesos, las autocorrelaciones teóricas para $(1-B)S_t = S_t - S_{t-1}$ serán prácticamente nulas para todos los retardos, no siguiendo por tanto ningún proceso ARMA. Los valores de dichos estadísticos para los tres tipos de cambio aparecen recogidos en la tabla 2-2. Los valores de las funciones de autocorrelación para cada uno de los tipos de cambio se encuentran en el apéndice B. (Los valores teóricos de la X^2 para $\alpha=0.05$ con 12 y 24 grados de libertad son 21.026 y 36.415 respectivamente).

| TABLA 2-2: TEST DE BOX-LJUNG | | | |
|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
| $Q^*(12)$ | 26.0 | 9.3 | 14.0 |
| $Q^*(24)$ | 49.7 | 26.4 | 30.4 |
| T | 120 | 120 | 120 |

A la vista de la tabla 2-2, el tipo de cambio peseta/dólar no pasa el test de Box-Ljung, llevándonos a concluir que el tipo de cambio peseta/dólar, sobre la base de este test, no puede considerarse como un paseo aleatorio. Con respecto al tipo de cambio peseta/marco y al tipo de cambio peseta/franco no se rechaza, sobre la base de este contraste, que ambos siguen un proceso de paseo aleatorio.

La utilización de este estadístico para contrastar este tipo de hipótesis nula presenta problemas. Por un lado, los estudios realizados por Davies y Newbold (1979), sobre la base de métodos de Monte Carlo para verificar la potencia del test, señalan que ésta de-

pende del tamaño de la muestra: con 200 observaciones, la potencia del test es muy elevada, mientras que con 50 observaciones el test puede no detectar errores en la especificación. En nuestro caso, al tener 120 observaciones, la potencia del test se encontrará en un nivel medio sin que se puedan realizar conclusiones muy rigurosas.

Por otro lado, casi todas las variables económicas presentan la necesidad de modelizar comportamientos atípicos que pueden aparecer como autocorrelaciones significativas provocando así elevaciones de los estadísticos de Box-Ljung. Esto puede llevar en ocasiones a rechazar la hipótesis nula que se está contrastando. En nuestro caso, los tres tipos de cambio presentan la necesidad de modelizar valores atípicos (Capítulo 3) aunque los resultados de los estadísticos no se ven muy afectados como se puede apreciar en la tabla B-2 en el apéndice B.

b) Test de Whittle (1952)

Whittle propone un contraste (definido en el apéndice A) de modelos anidados en el cual se compara la bondad del ajuste de cada uno de los modelos estimados bajo la hipótesis nula y la hipótesis alternativa. Es un test de sobreparametrización puesto que supone estimar, bajo la hipótesis alternativa, modelos sobreparametrizados con respecto al modelo bajo la hipótesis nula.

Este test presenta el problema de la elección del número de parámetros a incluir en los modelo bajo la hipótesis alternativa. Si el número de parámetros, K , es reducido, la diferencia entre el modelo estimado bajo la hipótesis nula y el modelo bajo la hipótesis alternativa puede ser tan reducida que no se podría rechazar fácilmente un modelo y aceptar el otro. Por otro lado, cuánto mayor es K con respecto al tamaño muestral, mayor es la desviación de la distribución de con respecto a su verdadera distribución. Finalmente, Whittle sugiere que K debe elegirse de forma que la inclusión de términos adicionales no produzca disminuciones significativas en la varianza residual para un tamaño muestral significativamente grande (al menos 200 observaciones).

Para el caso que nos ocupa, los modelos que se estimaron bajo la hipótesis alternativa fueron modelos ARMA de distintos órdenes cuyas estimaciones se encuentran el apéndice B. Los valores del estadístico de Whittle, así como los valores de la X^2 correspondientes para el 95% de significación se encuentran en la tabla 2-3.

TABLA 2-3: TEST DE WHITTLE

| ARMA | tipo de cambio | tipo de cambio | tipo de cambio | X^2 |
|-------|----------------|----------------|----------------|-------|
| | peseta/dólar | peseta/marco | peseta/franco | p+q |
| (1,0) | 0.596 | 0.426 | 0.513 | 3.841 |
| (2,0) | 7.046 | 3.073 | 3.677 | 5.991 |
| (3,0) | 10.685 | 13.370 | 10.157 | 7.815 |
| (4,0) | 12.605 | 14.373 | 14.262 | 9.488 |
| (0,1) | 0.197 | 0.086 | 0.058 | 3.841 |
| (0,2) | 4.829 | 1.560 | 2.964 | 5.991 |
| (0,3) | 5.688 | 5.603 | 3.343 | 7.815 |
| (0,4) | 7.857 | 6.388 | 5.193 | 9.488 |
| (1,1) | 11.818 | 3.501 | 3.038 | 5.991 |
| (2,1) | 15.712 | 6.945 | 5.066 | 7.815 |
| (1,2) | 15.926 | 5.305 | 3.315 | 7.815 |

Se puede apreciar claramente en la tabla 2-3 que tanto para el tipo de cambio peseta/marco como para el tipo de cambio peseta/franco no se rechaza la hipótesis nula frente a todos los modelos excepto para los autorregresivos de órdenes 3 y 4, destacando el valor reducido que se obtiene de este estadístico para los procesos AR(1) y MA(1), que son los modelos más próximos al paseo aleatorio. Este hecho también se produce en la contrastación de la hipótesis nula para el tipo de cambio peseta/dólar, aunque en este caso se rechaza el modelo de paseo aleatorio frente a los modelos AR(2), AR(3), AR(4), ARMA(1,1), ARMA(2,1) y ARMA(1,2). Como se puede apreciar, en todos los casos en los que el modelo alternativo presenta únicamente parte de media móvil se acepta la hipótesis de paseo aleatorio, lo que puede inducir a pensar que este último recogerá mejor el comportamiento del tipo de cambio peseta/dólar que los modelos de media móvil como único componente.

Clarke y Godolphin (1982) analizaron la potencia de algunas variantes del test de Whittle utilizando métodos de Monte Carlo, demostrando que la potencia del test de Whittle es mayor que la del test de Box-Ljung, pero concluyendo que es conveniente realizar ambos tests para contrastar hipótesis nulas puesto que ambos tests se complementan: uno funciona bien cuando el otro no lo hace.

Si utilizamos ambos contrastes siguiendo a Clarke y Godolphin, podemos concluir que, tanto el tipo de cambio peseta/marco como el tipo de cambio peseta/franco, siguen un proceso de paseo aleatorio puesto que ambos tests así lo certifican. Con respecto al tipo de cambio peseta/dólar, no se puede establecer de forma definitiva esta conclusión puesto que mientras el test de Whittle no nos permite rechazar el paseo aleatorio, el test de B-L nos lleva a rechazarlo, por lo que aparece como necesaria la contrastación de la hipótesis nula por medio de otro tipo de tests.

c) Test de Harvey (1981) o test de predicciones extramuestrales:

En Econometría, uno de los principales objetivos es la obtención de predicciones que se ajusten lo más posible a los valores observados. En numerosas ocasiones, la elección de un modelo con respecto a otros modelos posibles se realiza sobre la base de las predicciones que se obtienen con cada uno de ellos, eligiendo el modelo que predice más precisamente los valores reales de la variable. Esta es la idea básica del test de-

sarrollado por Harvey (1981) cuyos fundamentos teóricos se encuentran en el apéndice A.

La idea básica de este test es que si el modelo ajustado a los datos muestrales no produce buenas predicciones, esto nos podría indicar que los datos muestrales y los post-muestrales no están generados por los mismos procesos, o en general, nos llevaría a concluir que el modelo es, en alguna medida, inadecuado.

En la tabla 2-4 se presentan los valores de este estadístico para cada uno de los modelos estimados (los mismos que para el test de Whittle) así como los valores obtenidos para el porcentaje de la Raíz del Error Cuadrático Medio (%RMSE (Meese y Geweke (1984)) definido por :

$$\%RMSE = \left\{ 100 \sum_{h=1}^{12} \frac{[F(t+h) - A(t+h)]^2}{hA(t+h)^2} \right\}^{1/2}$$

donde F(.) es la predicción

A(.) es el valor observado

h es el número de predicciones, en nuestro caso,

h=12.

Este estadístico puede interpretarse como una media del error cometido en las predicciones por lo que el menor %RMSE reflejará las predicciones mejores.

TABLA 2-4: TEST DE HARVEY Y %RMSE

| ARMA | tipo de cambio peseta/dólar | | tipo de cambio peseta/marco | | tipo de cambio peseta/franco | |
|-------|--------------------------------|-------|--------------------------------|-------|---------------------------------|-------|
| | $\mu(1)$ | %RMSE | $\mu(1)$ | %RMSE | $\mu(1)$ | %RMSE |
| RW | 46.48 | 1.19 | 155.32 | 1.17 | 80.57 | 1.72 |
| (1,0) | 46.20 | 1.19 | 157.05 | 1.79 | 84.30 | 1.76 |
| (2,0) | 82.32 | 1.54 | 173.75 | 1.86 | 104.00 | 1.94 |
| (3,0) | 151.68 | 2.07 | 223.66 | 2.01 | 122.39 | 2.04 |
| (4,0) | 246.61 | 2.62 | 229.22 | 2.04 | 132.53 | 2.09 |
| (0,1) | 47.25 | 1.20 | 154.89 | 1.16 | 81.42 | 1.73 |
| (0,2) | 65.32 | 1.38 | 163.55 | 1.80 | 98.77 | 1.88 |
| (0,3) | 80.57 | 1.52 | 197.40 | 1.94 | 104.04 | 1.93 |
| (0,4) | 105.26 | 1.24 | 185.88 | 1.88 | 98.04 | 1.85 |
| (1,1) | 408.78 | 3.35 | 186.32 | 1.92 | 99.37 | 1.89 |
| (2,1) | 515.49 | 3.70 | 196.05 | 1.94 | 107.95 | 1.96 |
| (1,2) | 527.69 | 3.72 | 188.89 | 1.91 | 103.94 | 1.93 |

Como se puede apreciar en la tabla 2-4, ambos tests de predicciones extramuestrales coinciden en señalar que los valores del período de predicción se comportan, por un lado, como un proceso de media móvil de primer orden para el tipo de cambio peseta/marco y, por otro lado, como un modelo de paseo aleatorio para el tipo de cambio peseta/franco. En el caso del tipo de cambio peseta/dólar, se presentan dos modelos como óptimos el proceso autorregresivo de primer orden y el paseo aleatorio. Aunque el estadístico de Harvey para el AR(1) es algo menor que el del paseo aleatorio, debido a la escasa diferencia entre los valores de ambos estadísticos, no podemos rechazar este último como mejor modelo que explique el comportamiento post-muestral del tipo de cambio peseta/dólar. Este hecho también se pone de manifiesto al apreciar la igualdad de los valores del %RMSE para ambos modelos. Sin embargo, al no existir un contraste de significación de las diferencias

entre valores de ambos estadísticos, estos valores se utilizan únicamente para eliminar algunos modelos, aquellos para los cuales estos estadísticos presentan valores elevados. Por tanto, para los tres tipos de cambio, el modelo de paseo aleatorio se presenta como uno de los mejores sobre la base de estos tests de predicción.

d) Selección de modelos basada en los criterios de información

Los tests basados en los criterios de información buscan incorporar en la selección del modelo consideraciones sobre la precisión de la estimación y sobre la mejor aproximación a la realidad, incluyendo así en los estadísticos desarrollados una medida de la parsimonia en la parametrización del modelo.

Este tipo de tests se ha revelado como útil a la hora de seleccionar los órdenes de los procesos ARMA que pueden seguir las variables por lo que su incorporación a este análisis puede indicarnos si el paseo aleatorio es realmente el modelo adecuado. Una buena discusión sobre estos criterios de información puede encontrarse en Aznar (1989).

Vamos a considerar dos criterios de información, ambos definidos en el apéndice A. Primero, el criterio de información de Akaike (1974) (AIC) que se ha mostrado muy útil en la determinación de los órdenes de los procesos; sin embargo Shibata (1981) demostró que

el AIC no es un estimador consistente del orden del proceso AR, sino que tiende a sobreestimarlos.

Por otro lado, el criterio de probabilidades a posteriori de Schwarz (1978) que trata el problema de la selección de un modelo a partir de modelos de diferentes dimensiones, encontrando su solución bayesiana y evaluando el término principal de su expansión asintótica. Frente al criterio de Akaike este criterio presenta la ventaja de su consistencia.

Judge et al (1985), al exponer ambos criterios de selección de modelos, señalan que el test propuesto por Schwarz favorece más la elección de modelos de menor dimensión que el criterio de Akaike, por lo que es de esperar que el criterio de Schwarz tienda a no rechazar la hipótesis nula, mientras que el AIC se incline por modelos sobreparametrizados.

Los resultados para nuestro caso con ambos criterios aparecen reflejados en la tabla 2-5, a partir de los cuales no se puede mantener nuestra hipótesis nula para el tipo de cambio peseta/dólar, puesto que el valor mínimo para ambos criterios se alcanza para el ARMA(1,2). Por otro lado, atendiendo al criterio de Schwarz, se podría mantener la hipótesis de paseo aleatorio, tanto para el tipo de cambio peseta/marco como para el peseta/franco. Sin embargo, esta conclusión no se ve ratificada por el criterio de Akaike que señala como mejores modelos un MA(3) para el tipo de cambio peseta/marco y un AR(4) para el tipo de cambio peseta/franco. El AIC, en este caso, favorece la elección de modelos con mayor número de parámetros tal y como ponen de manifiesto Judge et al (1985).

TABLA 2-5 : TESTS DE AKAIKE Y SCHWARZ

| ARMA | tipo de cambio peseta/dólar | | tipo de cambio peseta/marco | | tipo de cambio peseta/franco | |
|-------|--------------------------------|--------|--------------------------------|--------|---------------------------------|--------|
| | AIC | S(p,q) | AIC | S(p,q) | AIC | S(p,q) |
| RW | -757.4 | -757.4 | -830.9 | -830.9 | -841.1 | -841.1 |
| (1,0) | -754.9 | -752.3 | -829.3 | -825.6 | -838.6 | -832.0 |
| (2,0) | -758.8 | -753.4 | -828.0 | -822.7 | -838.9 | -831.6 |
| (3,0) | -759.9 | -751.9 | -836.6 | -828.5 | -843.1 | -835.0 |
| (4,0) | -759.4 | -748.7 | -834.9 | -824.2 | -845.0 | -834.3 |
| (0,1) | -755.5 | -752.9 | -829.0 | -826.3 | -839.2 | -836.5 |
| (0,2) | -758.4 | -735.0 | -828.5 | -823.1 | -840.2 | -834.8 |
| (0,3) | -757.4 | -749.4 | -836.8 | -816.8 | -838.6 | -830.6 |
| (0,4) | -757.8 | -747.2 | -829.7 | -819.0 | -838.6 | -828.0 |
| (1,1) | -765.1 | -759.8 | -829.5 | -824.2 | -839.2 | -833.9 |
| (2,1) | -766.9 | -758.8 | -830.3 | -822.2 | -838.4 | -830.4 |
| (1,2) | -768.1 | -760.1 | -829.5 | -821.5 | -837.6 | -829.6 |

e) Test de Dickey-Fuller (1981):

Dickey y Fuller (1981) construyen un test para contrastar la hipótesis nula de que la variable sigue un proceso de paseo aleatorio con tendencia ('drift'). Se trata de un test de razón de verosimilitudes cuyos fundamentos teóricos se encuentran en el apéndice A.

En nuestro caso, la hipótesis nula vendrá expresada por:

$$H_0 : S_t = \delta + \beta S_{t-1} + u_t$$

que se contrastará frente a la hipótesis alternativa:

$$H_1 : S_t = \delta + \alpha(t - 1 - T/2) + \beta S_{t-1} + u_t \quad t = 2, 3, \dots, T$$

El cálculo del estadístico Φ_3 de Dickey y Fuller proporcionó los siguientes resultados para cada uno de los tipos de cambio analizados:

- Tipo de cambio peseta/dólar: $\Phi_3 = 4.65$
- Tipo de cambio peseta/marco: $\Phi_3 = 0.27$
- Tipo de cambio peseta/franco: $\Phi_3 = 1.77$

El valor correspondiente para Φ_3 para un nivel de significación del 95% y un tamaño muestral de 100 es 6.49 con lo que se mantendría o no se podría rechazar la hipótesis de paseo aleatorio para los tres tipos de cambio, confirmándose así los resultados obtenidos en los contrastes anteriormente efectuados.

Como se desprende de la tabla 2-6 que recoge la función de potencia del contraste de Dickey-Fuller, en la contrastación de la hipótesis nula ($\beta = 1.0$) para cualquier valor de α , la potencia del test es bastante elevada, mientras que en la contrastación para otros valores relevantes de β , la potencia es reducida.

| TABLA 2-6: FUNCION DE POTENCIA DEL CONTRASTE DEL TEST DE DICKEY-FULLER | | | |
|--|---------------|---------------|----------------|
| | $\beta = 0.8$ | $\beta = 0.9$ | $\beta = 1.02$ |
| $\alpha = 0$ | .57 | .15 | .43 |
| $\alpha = 0.5$ | .57 | .10 | 1.0 |
| $\alpha = 1$ | .72 | .43 | 1.0 |

f) Test de Evans , Savin y Nankervis :

Evans y Savin (1984) derivan las regiones de confianza para tres tests para contrastar la hipótesis

nula de paseo aleatorio. Debido al hecho de que cuando en el modelo:

$$S_t = \mu + \beta S_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$$

el parámetro μ es distinto de 0, el estimador mínimo cuadrático de β y el estadístico t no producen tests similares (1) de la hipótesis de paseo aleatorio, Evans y Savin consideran tests exactos, pero no similares, basados en el estimador mínimo cuadrático de β . La razón fundamental para utilizar este tipo de tests reside en el hecho de que cuando se procede a la contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio no se suelen utilizar tests que tengan una potencia elevada.

De esta forma, demuestran que los tests no similares que utilizan tienen una potencia de contraste significativamente superior a los tests similares considerados por Dickey y Fuller.

Al tratarse de tests no similares, las regiones críticas de aceptación de la hipótesis nula derivadas por Evans y Savin dependen de los valores de los parámetros no restringidos, resumidos en un único parámetro:

$$\tau = \frac{\mu + S_0(\beta - 1)}{\sigma_u}$$

1) Un test es similar si su distribución no depende de los parámetros del modelo (en este caso μ y σ_u^2)

siendo bajo la $H_0 : \beta = 1$

$$\tau = \frac{\mu}{\sigma_u}$$

Así mismo, demuestran que la distribución del estimador mínimo cuadrático de β en el modelo transformado:

$$Z_t = \tau + \beta Z_{t-1} + w_t$$

donde $Z_t = (S_t - S_0) / \sigma_u$

$$w_t = u_t / \sigma_u$$

se encuentra fuertemente influida por el valor del parámetro τ , siendo muy distinta a la distribución normal estándar para valores muy reducidos de τ , pareciéndose cada vez más a la $N(0,1)$ a medida que τ aumenta. En nuestro caso, para cada uno de los tipos de cambio analizados, τ se sitúa cercano a 0.5, por lo que, al tener 119 observaciones, la distribución del estimador β normalizado no será muy parecida a la $N(0,1)$.

Savin y Evans (1984) construyen por tanto las regiones de aceptación de la hipótesis nula: $\beta = 1$ teniendo en cuenta el valor del parámetro τ proporcionando tres tipos de contrastes: a) test de dos colas cuya región de aceptación de la hipótesis nula se construye eliminando áreas de igual tamaño en las dos colas de la distribución del estimador mínimo cuadrático para $\tau = 0$; b) para el test maximal insesgado, basándose en la definición de región maximal insesgada, construyen la región de aceptación disminuyendo la potencia del test para las hipótesis alternativas inestables ($\beta >$

1.0) y c) derivan la región de aceptación del test de una sólo cola de tamaño 0.05 cuya potencia es algo mayor que la del test maximal insesgado en las hipótesis alternativas estables para $T=100$.

Para los tres tipos de cambio que nos ocupan las ecuaciones estimadas son:

Tipo de cambio peseta/dólar:

$$S_t = .077 + .9845S_{t-1} + a_t$$

(.041) (.0087)

$$\sigma_u^2 = 8.554957.10^{-4} \quad T=119$$

Tipo de cambio peseta/marco:

$$S_t = .042 + .9904S_{t-1} + a_t$$

(.033) (.0082)

$$\sigma_u^2 = 4.203418.10^{-4} \quad T=119$$

Tipo de cambio peseta/franco:

$$S_t = .085 + .9710S_{t-1} + a_t$$

(.057) (.0196)

$$\sigma_u^2 = 3.596239.10^{-4} \quad T=119$$

Los valores estimados de β para cada caso pertenecen a la región de aceptación de cada test (Evans y Savin (1984) tabla V, pag. 1259) manteniéndose por tanto la hipótesis nula, por lo que este test no rechaza la hipótesis de paseo aleatorio para los tres tipos de cambios analizados.

Nankervis y Evans (1985) derivaron otro tipo de test no similar para realizar el contraste de la hipótesis de paseo aleatorio. Este test se basa en el estadístico de la t de Student que aparece en cualquier regresión normal. Consideran un test de dos colas en el que la región de aceptación se construye eliminando áreas del mismo tamaño para la cola superior de la distribución para $\tau = \infty$, $\beta = 1.0$ y la cola inferior de la distribución para $\tau = 0$, $\beta = 1.0$, proporcionando así los valores críticos para el test de tamaño 0.05 y 0.10 que se encuentran en Nankervis y Savin (1985).

Los valores de los estadísticos t para contrastar la $H_0 : \beta = 1.0$ fueron para cada uno de los tipos de

cambio que nos ocupan:

- Peseta/Dólar : $t = -1.7704$
- Peseta/Marco : $t = -1.1596$
- Peseta/Franco : $t = -1.4794$

valores todos ellos que se encuentran dentro de la región de aceptación de la hipótesis nula con lo que, sobre la base de estos resultados, no podemos rechazar la hipótesis de que los tipos de cambio analizados se comporten como un proceso de paseo aleatorio.

Conviene señalar que tanto en Evans y Savin (1984) como en Nankervis y Evans (1985) se demuestra que este tipo de contrastes tienen una potencia superior a la de los tests derivados por Dickey y Fuller. Sin embargo, Evans y Savin (1984) destacan que "tanto los tests no similares como los similares tienen una reducida potencia en las alternativas estables ($H_1 : \beta = 0.9$) muy

cercanas a la unidad" aún con muestras de $T = 100$. "Debido a la presencia de estas reducidas potencias, la aceptación de la hipótesis de paseo aleatorio debe tratarse con precaución". Por ello, Evans y Savin recomiendan el uso de métodos bayesianos para realizar inferencias sobre las raíces.

TABLA 2-7: RESUMEN DEL COMPORTAMIENTO DE LOS TESTS CLASICOS

| tests | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
|---------------------|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| B-L | RECHAZA | ACEPTA | ACEPTA |
| Whittle | INDECISION(*) | ACEPTA | ACEPTA |
| Harvey | ACEPTA | RECHAZA | ACEPTA |
| %RMSE | ACEPTA | RECHAZA | ACEPTA |
| AIC | RECHAZA | RECHAZA | RECHAZA |
| S(p,q) | RECHAZA | ACEPTA | ACEPTA |
| Dickey- Fuller | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| Evans - Savin | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| Nankervis- Evans | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |

(*) En el test de Whittle (tabla 2-3), no se rechaza la hipótesis de paseo aleatorio para 5 de los modelos mientras que se rechaza para el resto, planteándose así un problema de indecisión.

2.2.1.b.2 CONTRASTACION DE LA HIPOTESIS NULA MEDIANTE METODOS BAYESIANOS

Siguiendo las sugerencias de Nankervis y Evans (1985) y el esquema de contrastación de Mañas (1986) llevamos a cabo el análisis de la hipótesis nula mediante el enfoque Bayesiano que presenta claras diferencias con respecto a la aproximación clásica.

En la aproximación Bayesiana a la inferencia estadística, el investigador incluye sus conocimientos iniciales mediante probabilidades a priori y será la información muestral, incorporada a través de la función de verosimilitud y combinada, mediante el Teorema de Bayes, con esta información inicial, la que modifique las creencias iniciales del investigador generando probabilidades a posteriori. En este sentido, la aproximación Bayesiana para modificar los conocimientos iniciales se puede considerar como un modelo que lleva al investigador, como señala Jeffreys (1967), a aprender de la experiencia. Las probabilidades a posteriori incluirán de esta forma tanto la información inicial como la información muestral. En este caso, no depende nuestra inferencia de la magnitud de la muestra, por lo que esta aproximación produce fundamentalmente buenos resultados en muestras de tamaño reducido al no depender la potencia del test del tamaño muestral. Sin embargo, el análisis clásico, además de no poseer las técnicas formales y operacionales para incorporar esa información inicial y modificarla con la proporcionada por nuevos datos, debe utilizarse con grandes muestras, siendo casi siempre aproximaciones asintóticas. Esto presenta el grave problema de que, en economía, las series de datos normalmente anali-

zadas no son de la longitud necesaria como para tomar las aproximaciones asintóticas como válidas.

Por lo que respecta al análisis de hipótesis y modelos alternativos, la aproximación Bayesiana asigna probabilidades asociadas a hipótesis o modelos alternativos que reflejan, tanto la información a priori como la información muestral, que pueden considerarse como una medida del grado de creencia en las hipótesis alternativas. Los cocientes de probabilidades a posteriori (Posterior Odds Ratio (POR)), que relacionan dos hipótesis o modelos mutuamente excluyentes vienen dados, en general, por el producto de las probabilidades a priori y el cociente de las funciones de verosimilitud. La aproximación no Bayesiana no incluye tales probabilidades a priori; se limita al cálculo de tests estadísticos y a la aceptación o rechazo de la hipótesis nula, generalmente con un nivel de significación del 5% (Zellner (1984)), siempre con relación a los valores críticos de distribuciones obtenidas de forma asintótica. Una vez aceptada o rechazada una hipótesis, se usa la información a priori informalmente para extraer conclusiones sobre estos resultados (Zellner (1984)). De todo lo anterior se desprende que cada investigador, en una aproximación Bayesiana, incluirá la información a priori que posea, es decir, su grado de conocimiento, por lo que el análisis de dos investigadores distintos sobre una misma hipótesis no tiene por qué coincidir si cada uno incorpora diferente información a priori. En el caso que nos ocupa, la verificación de la hipótesis de paseo aleatorio para cada uno de los tipos de cambio se fundamenta en la abundante evidencia empírica del cumplimiento de esta hipótesis para otras monedas.

Por otro lado, el enfoque no Bayesiano de contrastación de hipótesis busca rechazar o aceptar

hipótesis por medio de tests mientras que, sin embargo, la aproximación Bayesiana modifica los grados de creencia y de conocimiento del investigador y compara el modo en que éstos cambian estos con respecto al conocimiento inicial, por lo que dicha comparación dependerá de la información a priori (Zellner (1971)), del propósito de nuestro análisis y "de si tenemos una función de pérdida explícitamente formulada" (Zellner (1971)).

Como señala Mañas, en nuestro caso el propósito de la comparación es justamente analizar nuestro conocimiento a priori (la hipótesis nula de paseo aleatorio) basada en la evidencia empírica para otras monedas frente a otro tipo de comportamiento para el tipo de cambio (la hipótesis alternativa). Para realizar este análisis se usarán los siguientes tests:

a) Mayores intervalos de confianza a posteriori (HPD):

Este método de contrastación Bayesiano fue propuesto por Lindley (1965) para situaciones en las que la información a priori es difusa y la hipótesis nula es puntual. La derivación analítica de estos intervalos se encuentra en el apéndice A.

Al suponer que la información a priori sobre los parámetros del modelo es una distribución a priori no informativa (tipo Jeffreys), el análisis nos va a conducir siempre a verificar los resultados dentro de la aproximación clásica a la inferencia estadística. Este hecho se debe a que una distribución a priori difusa del tipo:

$$P[\alpha, \beta, \sigma] \propto 1/\sigma$$

asume que los parámetros se mantienen constantes sobre la región del espacio paramétrico en el cual la función de verosimilitud es apreciable mientras que fuera de esa región van disminuyendo. Es decir, la distribución a priori difusa es una función de densidad uniforme y de esta forma, no sugiere que algunos valores de los parámetros sean más probables que otros.

Por otro lado, debido a la distribución a priori difusa utilizada, los intervalos de confianza que se encuentran coinciden con los que se derivarían utilizando la teoría clásica aunque tienen una interpretación diferente. Mientras que en la aproximación clásica, $P[a < \beta_i < d] = 1 - \alpha$ significa que, para una muestra dada, hay un $(1 - \alpha)$ de probabilidad de obtener a y d de forma que $a < \beta_i < d$, en la aproximación bayesiana esta afirmación implica que hay una probabilidad (subjetiva) de $(1 - \alpha)$ de que el parámetro β_i se encuentre entre a y d. Esto se debe a la forma de derivar el intervalo HPD puesto que se obtienen los puntos a y d de manera que el valor de la función de densidad a posteriori, evaluada en cada punto dentro del intervalo, sea mayor que la a posteriori evaluada en cualquier otro punto fuera del intervalo.

Los intervalos HPD para un nivel de significación del 0.05 para los tres casos que nos ocupan fueron :

- Tipo de Cambio Peseta/Dólar:

$$\begin{aligned} P[\hat{\beta} - t(.0025)S(\hat{\beta}) < \beta < \hat{\beta} + t(.0025)S(\hat{\beta})] \\ = P[.981 < \beta < 1.016] \end{aligned}$$

Claramente podemos decir que $\beta = 1$ se encuentra en la región de mayor densidad por lo que aceptaríamos la hipótesis nula $H_0 : \beta = 1$.

- Tipo de Cambio Peseta/Marco:

$$P[\hat{\beta} - t(.0025)S(\hat{\beta}) < \beta < \hat{\beta} + t(.0025)S(\hat{\beta})] \\ = P[.974 < \beta < 1.007]$$

aceptándose de nuevo la hipótesis nula para el caso del marco puesto que $\beta = 1$ se encuentra claramente en el intervalo.

- Tipo de Cambio Peseta/Franco:

$$P[\hat{\beta} - t(.0025)S(\hat{\beta}) < \beta < \hat{\beta} + t(.0025)S(\hat{\beta})] \\ = P[.932 < \beta < 1.01]$$

Aceptamos por tanto la hipótesis nula de que el tipo de cambio peseta/franco sigue un proceso de paseo aleatorio puesto que nuestra hipótesis nula se encuentra en la región de mayor densidad de probabilidad.

b) Ratios de Probabilidades a Posteriori (Posterior Odds Ratios (POR))

Este es el método usual para contrastar hipótesis dentro de la aproximación Bayesiana. Este ratio se construye, dada una información a priori (I_0) y nuevos

datos (Y), mediante la expresión :

$$K_{01} = \frac{\Pr(H_0 / Y, I_0)}{\Pr(H_1 / Y, I_0)}$$

donde $\Pr(H_j / Y, I_0)$ representa la probabilidad a posteriori asociada a H_j ($j=0,1$) siendo, H_0 la hipótesis nula y H_1 la hipótesis alternativa. La información a priori viene recogida en las probabilidades a priori tanto para la hipótesis H_j , $\Pr(H_j / I_0)$, como para los parámetros θ , condicionados a la hipótesis $P(\theta / H_j)$.

Estas probabilidades a priori, recogiendo la información inicial, pueden venir representadas de distintas formas. Siguiendo a Mañas (1986), se calcularán los POR para dos representaciones diferentes de la información a priori sobre los parámetros:

- 1 - Probabilidad a priori difusa recomendada por Jeffreys en situaciones en que la información inicial es escasa o vaga y
- 2 - Función de densidad de probabilidad (Pdf) a priori natural conjugada para todos los parámetros incorporando de esta forma mayor información inicial que en el caso precedente.

- POR utilizando Probabilidades a Priori Difusas:

Empezamos la comparación de dos hipótesis (H_0 y H_1) dentro de la aproximación bayesiana del POR utilizando distribuciones a priori difusas como sugiere Jeffreys, debido a que, en la etapa preliminar del análisis bayesiano, la información inicial sobre los parámetros en cada uno de los modelos supuestos bajo las hipótesis nula y alternativa puede ser muy reducida.

Al utilizar distribuciones a priori difusas sobre los parámetros, los POR vendrán prácticamente determinados por la función de verosimilitud que recoge la información muestral. Para los tres tipos de cambio analizados, se calculó el K_{01} (cuya derivación aparece desarrollada en el apéndice A) asignando diversas probabilidades a priori para cada una de las hipótesis. Los resultados aparecen recogidos en la tabla 2-8:

| TABLA 2-8 : POR UTILIZANDO A PRIORI DIFUSAS | | | |
|---|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
| $\pi_0 = .9$ $\pi_1 = .1$ | 42.90 | 103.02 | 68.22 |
| $\pi_0 = .8$ $\pi_1 = .2$ | 19.07 | 45.79 | 30.32 |
| $\pi_0 = .7$ $\pi_1 = .3$ | 11.12 | 26.71 | 17.69 |
| $\pi_0 = .6$ $\pi_1 = .4$ | 7.15 | 17.17 | 11.37 |
| $\pi_0 = .5$ $\pi_1 = .5$ | 4.77 | 11.45 | 7.58 |
| $\pi_0 = .4$ $\pi_1 = .6$ | 3.18 | 7.63 | 5.05 |
| $\pi_0 = .3$ $\pi_1 = .7$ | 2.04 | 4.91 | 3.25 |
| $\pi_0 = .2$ $\pi_1 = .8$ | 1.19 | 2.86 | 1.89 |
| $\pi_0 = .1$ $\pi_1 = .9$ | .53 | 1.27 | .84 |

A partir de estos resultados se pueden extraer las siguientes observaciones:

- Para todas las probabilidades a priori asignadas a la hipótesis nula y a la hipótesis alternativa el K_{01} favorece siempre la hipótesis nula en el caso del tipo de cambio peseta/marco. Para los otros dos tipos de cambio, únicamente el POR favorecería la hipótesis alternativa cuando $\pi_0 = 0.1$ y $\pi_1 = 0.9$, es decir cuando se asigna la mayor probabilidad a priori para la hipótesis alternativa. En el resto de los casos, aún cuando π_0/π_1 favorece la hipótesis alternativa, el POR cambia en favor de la hipótesis nula.

- Sorprende el hecho de que utilizando unas distribuciones a priori no informativas se obtengan unos resultados tan favorables a la hipótesis nula. Esto nos podría estar indicando que únicamente utilizando la información muestral recogida mediante la función de verosimilitud, la hipótesis de paseo aleatorio se vería favorecida para los tres tipos de cambio.

Veamos como se verán afectados los resultados al introducir mayor información sobre los parámetros.

- POR utilizando a Priori Natural Conjugada :

La utilización de una distribución a priori informativa busca escoger aquella función de densidad que

mejor refleje nuestra información a priori. Resulta deseable escoger una distribución a priori cuya función de densidad combine convenientemente con la función de verosimilitud (en el sentido de que no produzca problemas de derivación) y que represente a una amplia variedad de opiniones a priori. En este sentido las distribuciones a priori conjugadas naturales combinan algebraicamente de forma conveniente puesto que una a priori conjugada natural conduce a una función de densidad a posteriori con la misma forma funcional y además son lo suficientemente flexibles como para representar una diversidad de opiniones a priori.

La expresión para el POR (recogida en el apéndice A, junto a las expresiones analíticas de las a priori conjugadas naturales para cada una de las hipótesis), que recoge las funciones de densidad a posteriori para cada una de las hipótesis, incluye los valores de los parámetros de las distribuciones a priori, por lo que para realizar el cálculo de K_{01} necesitamos realizar ciertas hipótesis acerca de éstos. Siguiendo a Mañas (1986), podemos establecer las siguientes hipótesis:

1- Las distribuciones a priori de la desviación estándar bajo ambas hipótesis (nula y alternativa) son las mismas por lo que $v_0 = v_1$, $s_1 = s_0$ de modo que $K_0 = K_1$.

2- La información sobre σ es difusa por lo que :

$$v_0 = v_1 ; v_0 s_0 = v_1 s_1 = 0$$

3- Medias a priori: Para el caso de $\gamma = \beta - 1$, la evidencia empírica desarrollada para otras monedas sugiere que consideremos como valor de la media a priori para el parámetro de la pendiente: $\gamma = \beta - 1 = 0$, hecho también fundamentado por la consideración de que el mercado de divisas se comporta de la misma forma que el mercado de valores.

El valor de la media a priori para el parámetro α se determinará sobre la base de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo en su versión débil, expresada por :

$$S_t = \alpha + \beta (P_t - P_t^*)$$

donde $S_t = \ln$ (tipo de cambio)

$P_t = \ln$ (precios) y

* se refiere al nivel de precios extranjero.

Si consideramos $\beta = 1$, α representará la depreciación media de la moneda, que puede estar ligada a los diferenciales de precios, por lo que podemos igualar α a la media del diferencial de precios entre España y cada uno de los países considerados. En nuestro caso, consideraremos la media del diferencial de índices de precios al consumo en el período comprendido entre Enero de 1979 y Septiembre de 1988 obteniendo para cada uno de los casos considerados :

$$\begin{aligned} \alpha \text{ Pta/\$} &= .2024 \\ \alpha \text{ Pta/DM} &= .2569 \\ \alpha \text{ Pta/FF} &= .0086 \end{aligned}$$

4- En la expresión obtenida para K_{01} , se tienen que valorar las medidas de precisión de la información a priori sobre los parámetros, A y B. En el esquema Bayesiano se han propuesto diversos procedimientos (Zellner (1972,1980); Winkler (1977); Kedane et al (1980)). En nuestro caso, se utilizará el procedimiento sugerido por Zellner (1980): la aproximación g-prior, basado en la hipótesis de expectativas racionales de Muth (1961).

Así las matrices de precisión g-prior serán:

$$\begin{aligned} A &= g_1 X'X \\ h &= g_0 i'i \end{aligned}$$

en donde además se supone que $g_1=g_0=g$, siendo g un parámetro a priori, por lo que estas matrices se determinarán únicamente al elegir el valor para g. Se utilizarán como valores de g: (.1, .5, 1.0, 5.0, 10.0). Este método desarrollado por Zellner (1980) supone la ventaja de que únicamente se tiene que determinar un parámetro (g) y no una matriz de precisión completa (A y B). Zellner sugiere que el parámetro g se puede también determinar incluyendo una distribución a priori que recoja la información inicial sobre g.

Los resultados del cálculo de K_{01} para cada uno de los tipos de cambio considerados se presentan en la tabla 2-9 .

TABLA 2-9: POR UTILIZANDO A PRIORI NATURAL CONJUGADA

| g | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
|------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| .05 | 4.16 | 5.52 | 1.62 |
| .1 | 3.90 | 3.19 | 1.23 |
| .5 | 2.69 | 1.72 | 0.86 |
| 1.0 | 2.29 | 1.42 | 0.85 |
| 1.5 | 2.12 | 1.29 | 0.86 |
| 10.0 | 1.77 | 1.05 | 0.96 |

Se puede apreciar claramente que en los casos peseta/dólar y peseta/marco, se acepta la hipótesis de paseo aleatorio para todos los valores de g utilizados. En el caso peseta/franco, el POR cambia en favor de la hipótesis alternativa. Al aceptarse la hipótesis de paseo aleatorio para los dos valores más reducidos de g , con los que se contrasta la hipótesis con mayor precisión, se puede concluir que el tipo de cambio peseta/franco, de acuerdo con este test, se comporta como un proceso de paseo aleatorio, confirmándose así los resultados obtenidos con los otros tests.

Resulta sorprendente el hecho de que, en el caso peseta/franco, en el resto de los contrastes realizados no se presenta ningún problema y no se rechaza la hipótesis nula en la mayor parte de los casos, mientras que al incluir la información a priori mediante la distribución natural conjugada, el POR no resulta tan concluyente. Este hecho nos podría estar indicando que la información a priori incluida en nuestro análisis para el tipo de cambio peseta/franco puede no ser del todo conveniente.

| TABLA 2-10: RESUMEN DEL COMPORTAMIENTO DE LOS TESTS BAYESIANOS | | | |
|--|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
| HPD | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| POR con difusa | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| POR con natural conjugada | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |

Como se puede apreciar en las tablas 2.7 y 2-10, en las que se recoge un resumen de los resultados de los tests llevados a cabo, la conclusión que se puede extraer de este análisis no es inmediata. Los rechazos de la hipótesis nula se producen siempre en los tests bajo la aproximación no Bayesiana donde el tamaño muestral juega un papel fundamental. El aumento o la disminución de la muestra puede provocar cambios importantes en las conclusiones. Esto es lo que ocurre si comparamos los resultados de Mañas (1986) y los aquí presentados para el caso del tipo de cambio peseta/dólar. Mientras que en el trabajo anteriormente citado, todos estos tests aceptan la hipótesis de paseo aleatorio sin ningún problema para un nivel de significación del 5% e incluso para el 1%, en nuestro caso, alguno de los tests no Bayesianos no nos permiten aceptar plenamente la hipótesis nula. Esta disparidad de conclusiones se debe principalmente al diferente período muestral utilizado en cada estudio: Mañas (1986) utiliza el período comprendido entre 1979.06 y 1984.12 mientras que nuestra muestra abarca desde 1979.01 hasta 1989.01. Conviene también destacar que nuestra muestra incluye la apreciación del dólar iniciada en 1982 y la

posterior depreciación a partir de Abril de 1985, hecho que puede motivar la disparidad de resultados por lo que para cada uno de los tests del enfoque clásico, deben tomarse con precaución. Por esta razón, daremos mayor importancia a los resultados obtenidos en los tests de la aproximación Bayesiana, que no dependen del tamaño muestral. En los tres tests calculados dentro de este enfoque, se acepta la hipótesis nula por lo que los tres tipos de cambio analizados puede considerarse que se comportan como un paseo aleatorio y por lo tanto el mercado español de divisas, sobre la base de estos tipos de cambio de periodicidad mensual, puede considerarse como eficiente según la definición de mercado eficiente dada por Jensen (1978). Para el caso del dólar, este resultado coincide con el obtenido por Mañas (1986) a pesar de utilizar períodos muestrales distintos. En este tipo de aproximación, las conclusiones pueden variar según sea la información a priori que se utilice, aunque la comparación con los resultados de Mañas, al haberse utilizado las mismas distribuciones a priori para los parámetros, es inmediata.

2.2.2 CONTRASTE DE LA EFICIENCIA UTILIZANDO COINTEGRACION

El desarrollo de la teoría de la cointegración (Granger y Engle (1987)), cuyos fundamentos teóricos se encuentran en el Apéndice C, ha llevado a una reciente utilización de esta metodología a la hora de contrastar la hipótesis de mercados eficientes. MacDonald y Taylor (1989) contrastan esta hipótesis para los mercados de divisas basándose en una implicación del concepto de cointegración: "si los mercados de cambios son eficientes, entonces dos tipos de cambio 'al contado' (spot) no pueden estar cointegra-

dos". Si estuviesen cointegrados, implicaría que existiría una relación de causalidad en el sentido de Granger al menos en una dirección, entre ambos tipos de cambio de forma que uno de estos tipos se podría utilizar para predecir el comportamiento del otro. Así, el tipo de cambio no contendría toda la información disponible y existiría evidencia de ineficiencia en el mercado de divisas.

Si dos tipos de cambio spot, S_{at} y S_{bt} están cointegrados, entonces existe una representación de corrección del error (Granger y Engle (1987) y MacDonald y Kearney (1987)) dada por la expresión:

$$S_{at} = -\mu_1 (S_{at-1} - \beta S_{bt-1}) + \sum_{i=1} \phi_i (1 - B) S_{at-i} + \sum_{i=1} \beta_i (1 - B) S_{bt-i} + \epsilon_{1t} \quad (2.11)$$

$$S_{bt} = \mu_2 (S_{at-1} - \beta S_{bt-1}) + \sum_{i=1} \phi_i (1 - B) S_{at-i} + \sum_{i=1} \beta_i (1 - B) S_{bt-i} + \epsilon_{2t}$$

donde $\mu_1 + \mu_2 = 0$.

De (2.11) se desprende que como $Z_{t-1} = (S_{at-1} - S_{bt-1})$ debe estar en al menos una de las dos ecuaciones de corrección del error, el conocimiento de Z_{t-1} puede mejorar la predicción de S_{at} o de S_{bt} , pero de al menos uno de los tipos de cambio. Es decir, si dos tipos de cambio están cointegrados, uno de ellos debe ayudar a predecir el otro. Sin embargo, si los tipos de cambio vienen determinados en mercados eficientes, cada tipo contendrá, en cada momento del tiempo, toda la información disponible, de forma que no podría utilizarse ningún otro tipo de información para predecir los valores futuros de esta variable y en particular:

$$E [S_{at} / H_{t-1}] = E [S_{at} / I_{t-1}] \quad (2.12)$$

$$\begin{aligned} \text{donde } H_{t-1} &= \{ S_{at-1}, S_{at-2}, S_{at-3}, \dots \} \\ I_{t-1} &= \{ S_{at-1}, S_{at-2}, S_{at-3}, \dots \\ &\quad S_{bt-1}, S_{bt-2}, S_{bt-3}, \dots \} \end{aligned}$$

donde $E[./.]$ representa la esperanza matemática condicionada. Esto se contradice claramente con (2.11), a menos que los parámetros μ y β_i 's sean idénticamente 0. De esta forma, (2.12) representa la hipótesis nula que se verifica mediante los tests de cointegración.

El primer requisito que se debe cumplir para que dos series estén cointegradas es que tengan el mismo orden de integración. En nuestro caso, los tres tipos de cambio considerados son $I(1)$ (ver Apéndice C) por lo que se puede contrastar la cointegración entre las variables de tipo de cambio para lo cual se utilizan los tres tests más ampliamente utilizados de los siete propuestos por Granger y Engle (1987) como son el Durbin-Watson (CRDW), el Dickey-Fuller (DF) y el Dickey-Fuller Extendido (ADF) cuyos resultados se encuentran en la tabla 2-12. Las regresiones de cointegración se recogen en la tabla 2-11. En todos los casos se rechaza la cointegración al nivel del 1%, (los valores críticos para cada uno de los tests se encuentran en el Apéndice C) por lo que ninguno de los tipos de cambio analizados están cointegrados con los demás, aunque estos resultados se deben tomar con precaución por los problemas comentados en el Apéndice C. Este resultado implica que el mercado de divisas español no hay evidencia de no eficiencia, corroborando así los resultados obtenidos en los tests del enfoque Bayesiano.

| TABLA 2-11: REGRESIONES DE COINTEGRACION | | | | | |
|---|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|------------------|
| | α | Pta/\$ | Pta/DM | Pta/FF | $\delta(1)$ |
| Pta/\$ | .5026 (1.6105) | | 1.0718 (13.60) | | .9857 (56.50) |
| Pta/\$ | -2.2140 (-3.3151) | | | 2.3842 (10.416) | .9671 (44.25) |
| Pta/DM | 1.2536 (6.2024) | .5695 (13.60) | | | .9914 (57.30) |
| Pta/DM | -2.9838 (-13.798) | | | 2.3884 (32.092) | .9248 (24.10) |
| Pta/FF | 1.9559 (21.442) | 2.0007 (10.416) | | | .9535 (34.17) |
| Pta/FF | 1.4194 (21.442) | | .3756 (32.09) | | .9054 (21.57) |
| <p>(1) Parámetro estimado por mínimos cuadrados en $\hat{u}_t = \delta\hat{u}_{t-1} + a_t$, donde \hat{u}_t son los residuos de la regresión de cointegración. Los valores entre paréntesis son los estadísticos t</p> | | | | | |

| TABLA 2.12 : TESTS DE COINTEGRACION | | | |
|-------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | tipo de cambio peseta/dólar | tipo de cambio peseta/marco | tipo de cambio peseta/franco |
| <u>Pta / \$</u> | | | |
| CRDW | | 0.0247 | 0.0431 |
| DF | | -0.7336 | -1.4153 |
| ADF | | -1.2959 | -1.3340 |
| <u>Pta / DM</u> | | | |
| CRDW | 0.0240 | | 0.1296 |
| DF | -0.3702 | | -1.4840 |
| ADF | -1.0523 | | -1.8079 |
| <u>Pta / FF</u> | | | |
| CRDW | 0.0709 | 0.1296 | |
| DF | -1.4642 | -1.7408 | |
| ADF | -1.9971 | -2.4001 | |

En la tabla 2.11 aparece, además de los resultados de la regresión de cointegración, la estimación de δ obtenida mediante la aplicación de mínimos cuadrados a:

$$\hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + a_t$$

donde \hat{u}_t son los residuos de la regresión de cointegración. Como se puede apreciar, el valor de δ para cada caso se encuentra muy próximo a la unidad indicando que los residuos son $I(1)$ y en consecuencia los tipos de cambio no están cointegrados puesto que si lo estuvieran los residuos serían necesariamente $I(0)$.

2.3 CONCLUSIONES

El contraste de la eficiencia del mercado de divisas español llevado a cabo en esta primera parte puede llevarnos a concluir que dicho mercado parece eficiente, a pesar de los resultados dispares entre alguno de los tests clásicos y los basados en la aproximación bayesiana y en la cointegración. Esta conclusión ayuda a esclarecer los pésimos resultados predictivos con el modelo monetario utilizando datos mensuales. La evidencia empírica para los tres tipos de cambio considerados permite concluir que es prácticamente imposible predecir el comportamiento a nivel mensual del tipo de cambio utilizando relaciones entre variables en el mismo período de tiempo. El modelo monetario se ha estimado generalmente sin tener en cuenta cómo los llamados determinantes fundamentales del tipo de cambio pueden influir sobre éste en diferentes períodos de tiempo. Por ello, debemos centrarnos en el análisis de las relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y sus determinantes fundamentales. Este análisis puede ayudarnos a esclarecer, en cierto modo, los resultados contradictorios de los tests realizados en esta sección puesto que, si la modelización univariante y bivariante de los tipos de cambio no apunta hacia la elección del modelo de paseo aleatorio, podremos concluir que los tipos de cambio analizados se pueden predecir aún cuando su comportamiento a corto plazo venga determinado de forma eficiente en el mercado de divisas español.

CAPITULO 3

Análisis Mensual de las Relaciones Dinámicas entre el Tipo de Cambio y sus Determinantes Fundamentales

El objetivo de esta sección es analizar las posibles relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y cada una de las variables incluidas en el modelo monetario consideradas como los 'determinantes fundamentales' de éste. Teniendo en cuenta diferentes conjuntos de información (la contenida en el propio pasado de cada serie y la que se incorpora a ésta al considerar información sobre los valores contemporáneos y pasados de otras variables), se intenta obtener mejores predicciones que las proporcionadas por el modelo del paseo aleatorio que, en principio, se presentan como las óptimas debido al carácter eficiente del mercado.

3.1 ANALISIS ESTADISTICO DE LOS DATOS

El análisis previo de cada una de las variables (definidas en la tabla 3.1) mediante sus gráficos y sus principales características estadísticas (tablas 3.2 a 3.4) se considera fundamental antes de pasar al análisis de los modelos.

a) Tipo de cambio peseta/dólar

El análisis gráfico del tipo de cambio peseta/dólar y de sus determinantes fundamentales (gráficos 1 a 6) pone de manifiesto la no estacionariedad en media del tipo de cambio, del diferencial de precios y del diferencial de ofertas monetarias, al presentar todas ellas una tendencia creciente a lo largo de todo el período muestral, por lo que se tienen que realizar primeras diferencias en cada una de ellas,

| TABLA 3-1: DEFINICION DE LAS VARIABLES | | | |
|--|--|------------------|-----------------|
| VARIABLES | DEFINICION | PERIODO MUESTRAL | FUENTE DE DATOS |
| $S_t = \ln(S_t)$ | S_t = tipo de cambio | 1979.01-1988.12 | B.E. |
| $(r_t - r^*_t)$ | Diferencial de tipos de interés nominales r_t : tipo de interés nominal a 3 meses en el mercado inter-bancario español r^*_t : tipo de interés nominal a 3 meses en el euromercado | 1979.01-1988.12 | B.E. |
| $(m_t - m^*_t)$ $= \ln\left(\frac{M_t}{M^*_t}\right)$ | Diferencial de ofertas monetarias M_t : M2 española M^*_t : M2 EE.UU./Francia/Alemania | 1979.01-1988.10 | O.C.D.E. |
| $(p_t - p^*_t)$ $= \ln\left(\frac{P_t}{P^*_t}\right)$ | Diferencial de precios P_t : Índice de precios al consumo español. Base: 1980=100 P^*_t : Índice de precios al consumo EE.UU./Francia/Alemania. Base: 1980=100 | 1979.01-1988.09 | F.M.I. |
| $(y_t - y^*_t)$ $= \ln\left(\frac{Y_t}{Y^*_t}\right)$ | Diferencial de rentas Y_t : Índice de producción industrial español. Base: 1980=100 Y^*_t : Índice de producción industrial EE.UU./Francia/Alemania | 1979.01-1988.09 | O.C.D.E. |
| * B.E.: Boletines estadísticos del Banco de España * F.M.I.: Boletines estadísticos del Fondo Monetario Internacional * O.C.D.E.: Main Economic Indicators | | | |

TABLA 3-2: MEDIDAS ESTADISTICAS DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR Y SUS "DETERMINANTES FUNDAMENTALES"

| | S_t | $(r_t - r^*_t)_n$ | $(r_t - r^*_t)_r$ | $(p_t - p^*_t)$ | $(m_t - m^*_t)$ | $(y_t - y^*_t)$ |
|---------------------|-------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| MEDIA | 4.739 | 4.451 | 4.456 | .202 | 1.866 | -.058 |
| VARIANZA | .094 | 14.417 | 14.905 | .024 | .004 | .029 |
| DESVIACION ESTANDAR | .307 | 3.797 | 3.861 | .154 | .063 | .172 |
| COEF. DE VARIACION | .065 | .853 | .866 | .761 | .034 | -2.966 |
| COEF. DE ASIMETRIA | -.486 | .354 | .342 | -.120 | -.823 | -2.423 |
| COEF. DE CURTOSIS | -.968 | -.351 | -.440 | -1.554 | -.067 | 5.259 |
| MEDIANA | 4.803 | 3.985 | 3.930 | .216 | 1.864 | -.020 |
| MAXIMO | 5.214 | 13.810 | 13.795 | .404 | 1.946 | .134 |
| MINIMO | 4.190 | -2.370 | -2.375 | -.022 | 1.690 | -.676 |
| RANGO | 1.024 | 16.180 | 16.170 | .426 | .255 | .811 |

Grafico 3.1: Tipo de Cambio Peseta /Dolar

Periodo: 1979.01 - 1988.12

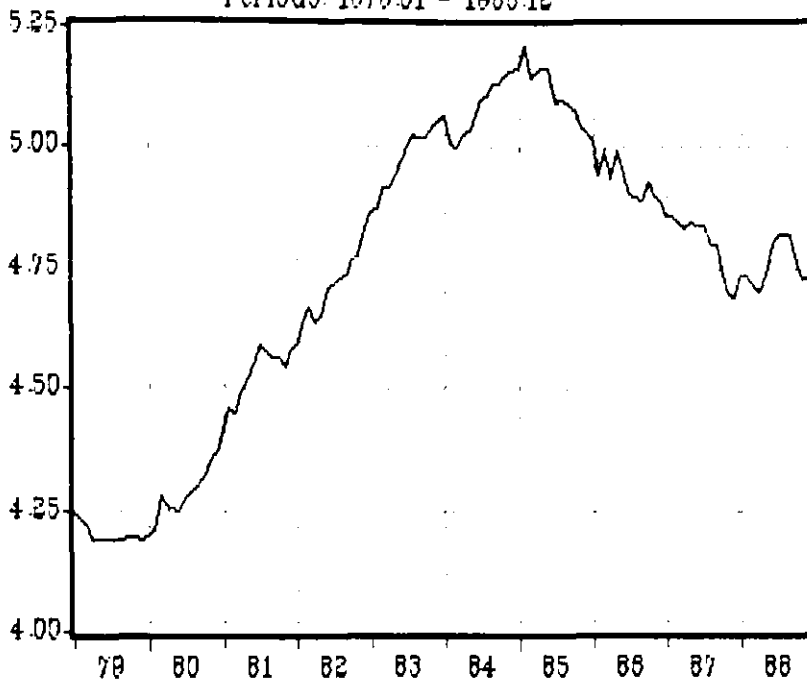


Grafico 3.2: Diferencial de Tipos de Interes Nominales de la Peseta y el Dolar. Periodo: 1979.01 - 1988.12

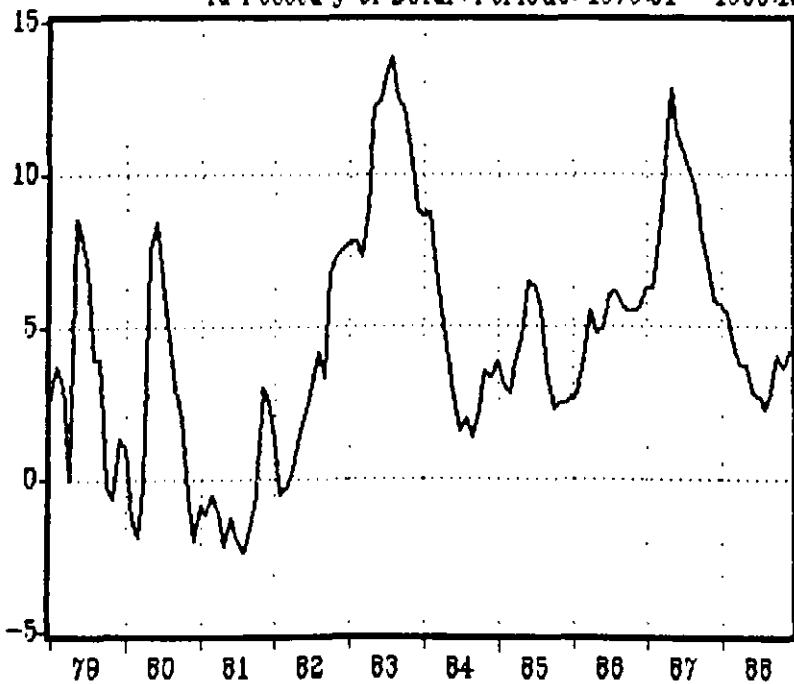


Grafico 3.3: Diferencial de Precios entre España y EE.UU.

Periodo: 1979.01 - 1988.09

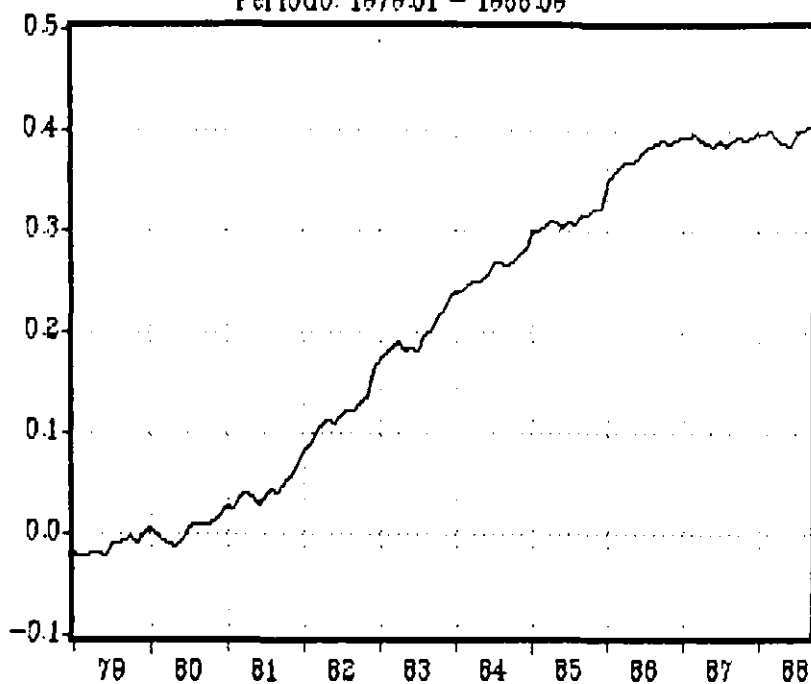


Grafico 3.4: Diferencial de Ofertas Monetarias entre

España y EE.UU. Periodo: 1979.01 - 1988.10

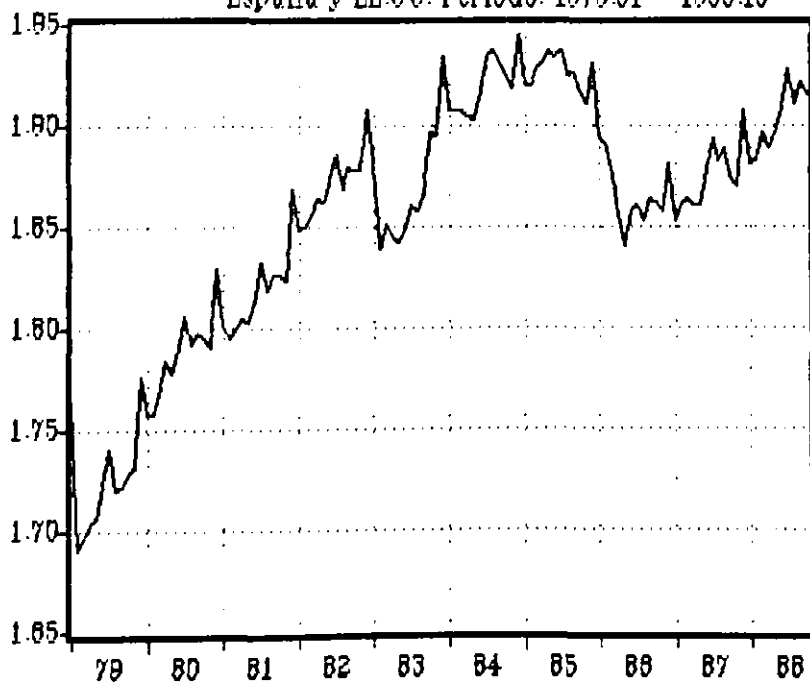


Grafico 3.5: Diferencial de IPI's entre España y EE.UU.

Periodo: 1979.01 - 1988.09

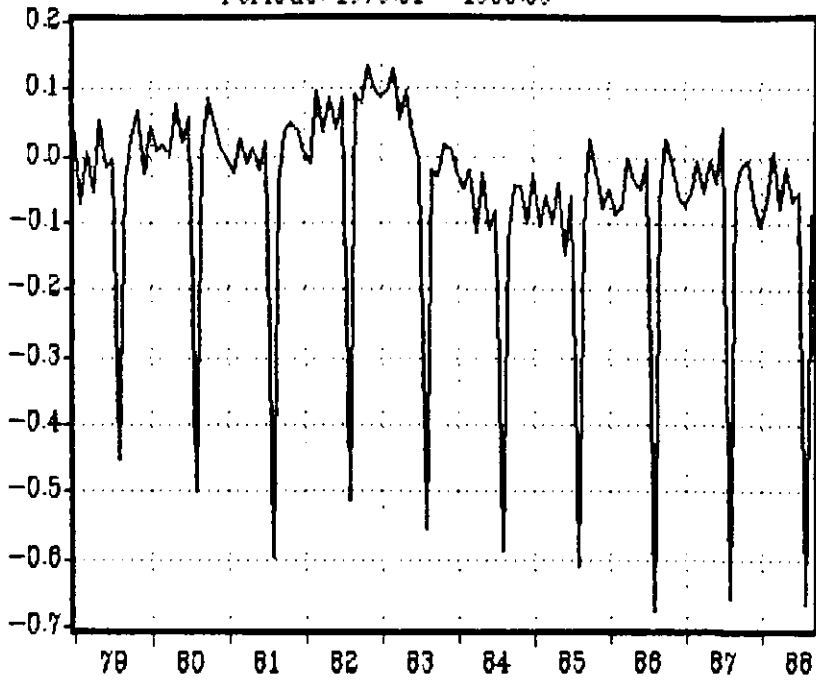
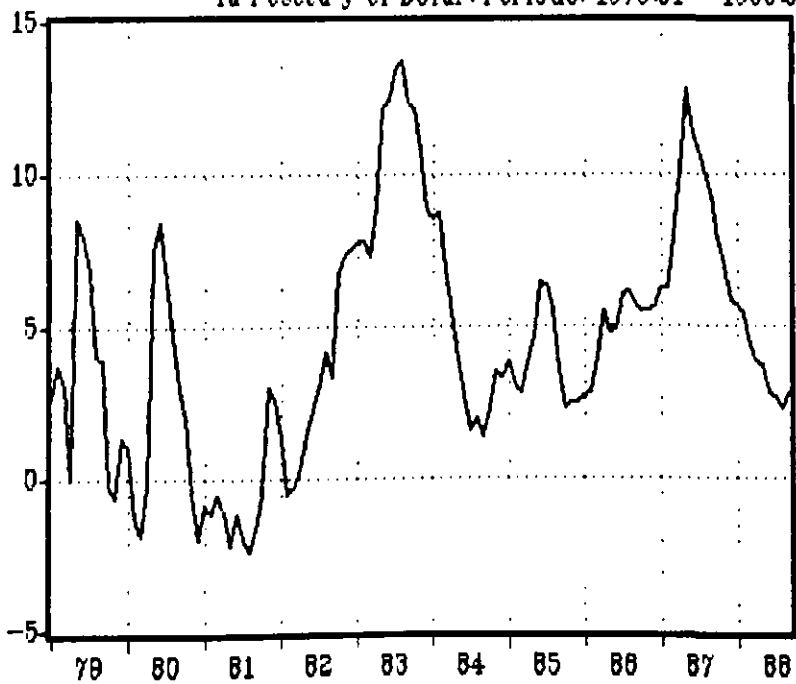


Grafico 3.6: Diferencial de Tipos de Interes Reales entre

la Peseta y el Dolar. Periodo: 1979.01 - 1988.09



así como la clara no estacionariedad en media de la parte estacional del diferencial de rentas, siendo necesaria la diferenciación de orden 12 de esta variable. Este es uno de los métodos de eliminación de tendencia que se presentan en los desarrollos econométricos destacando, entre otros, los propuestos por Young (1984), Harvey y Todd (1983) y Harvey y Durbin (1986), métodos estos que se reducen a la descomposición de las series en diversos componentes entre los cuales se encuentra uno tendencial que se estima por diferentes métodos econométricos. La diferenciación de las variables con fuerte componente tendencial se presenta como uno de los métodos más sencillos y fáciles de aplicar aunque el abuso de esta técnica puede llevar a resultados equívocos. Sin embargo, ninguno de los métodos de eliminación de la tendencia está exento de problemas (García Ferrer y del Hoyo (1989)), eligiéndose, por tanto, la diferenciación de las series como la técnica para eliminar la tendencia de nuestras variables, como proponen Box y Jenkins (1970) para los modelos ARIMA.

Por otro lado, destaca la elevada variabilidad de los diferenciales de tipos de interés, tanto nominales como reales, hecho que también se puede apreciar a partir de los resultados presentados en la tabla 3-2. Si consideramos la varianza como una medida aproximada de la variabilidad de las series, se presentan diferencias sustanciales entre los diferenciales de tipos de interés (nominales y reales) y el tipo de cambio que, aunque es más volátil que el resto de las variables, tiene una variabilidad claramente inferior a la que presentan los diferenciales de intereses, debido a que estos últimos constituyen uno de los principales ins-

trumentos utilizados por las autoridades económicas para desarrollar la política monetaria. La variabilidad del resto de los determinantes es claramente inferior a la presentada por el dólar, probablemente debido al comportamiento de la moneda americana durante los últimos años. Se pueden distinguir dos pautas claramente diferenciadas en el perfil del tipo de cambio peseta/dólar. Una primera, caracterizada por la continua apreciación del dólar frente a nuestra moneda hasta Marzo de 1985 y una segunda en la que el comportamiento cambia de signo, produciéndose una prolongada depreciación de la moneda norteamericana, motivada por las autoridades económicas americanas y acordada posteriormente por el Grupo de los Cinco países más industrializados (Estados Unidos, Japón, la República Federal Alemana, Francia y el Reino Unido), con el objeto de corregir los desequilibrios exteriores estadounidenses. Este diferente comportamiento del dólar en los últimos diez años unido al aumento de la especulación en divisas pueden ser, probablemente, las fuentes de la mayor volatilidad del tipo de cambio frente al resto de las variables.

Un análisis de los valores máximo y mínimo de las variables también proporciona una visión de la variabilidad de las series. El valor del rango ayuda a certificar, en cierto modo, el grado de variación de una variable. Destaca el valor del rango para los diferenciales de tipos de interés siendo éste de 16 puntos, implicando una diferencia sustancial entre los valores máximo y mínimo del resto de las variables y sobre todo el correspondiente al del tipo de cambio que presenta únicamente una diferencia de un punto. Este hecho viene a poner de manifiesto la excesiva

diferencia de variabilidad entre ambas variables, por lo que la teoría de la Paridad de Intereses Descubierta puede no cumplirse en este caso.

Por otro lado y gracias al coeficiente de curtosis queda claro que ninguna de las variables presentadas en la tabla 3-2 sigue una distribución normal, siendo sus distribuciones asimétricas hacia la izquierda para todos los casos excepto para el diferencial de rentas que presenta asimetría hacia la derecha. Esta falta de simetría viene también corroborada por los valores no nulos del coeficiente de asimetría. Taylor (1986) señala que, en numerosas ocasiones este hecho viene motivado por la presencia de valores atípicos, puesto que una o dos observaciones elevadas provoca fuertes distorsiones en este coeficiente llevando a concluir que las series no presentan distribuciones simétricas. En nuestro caso, como veremos, las variables presentan atípicos pero el coeficiente de curtosis, aunque también puede verse afectado por estos elevados valores, nos lleva a concluir que las variables no siguen distribuciones simétricas.

b) Tipo de cambio Peseta/marco

Por lo que respecta al tipo de cambio peseta/marco, (gráficos 7 a 12) presenta un crecimiento continuo durante todo el período muestral, frenándose en 1987, momento en el que empieza una leve pero continuada depreciación; esta no estacionariedad en media se corrige al tomar primeras diferencias pasando a comportarse de forma estacionaria con único valor atípico correspondiente a Diciembre de 1982, fecha en la que se produjo una devaluación de nuestra moneda en un 8%.

TABLA 3-3: MEDIDAS ESTADISTICAS DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO Y SUS "DETERMINANTES FUNDAMENTALES"

| | S_t | $(r_t - r^*_t)_n$ | $(r_t - r^*_t)_r$ | $(p_t - p^*_t)$ | $(m_t - m^*_t)$ | $(y_t - y^*_t)$ |
|---------------------|-------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| MEDIA | 3.953 | 8.440 | 8.448 | .257 | 3.520 | -.011 |
| VARIANZA | .050 | 10.723 | 11.085 | .045 | .026 | .016 |
| DESVIACION ESTANDAR | .224 | 3.274 | 3.329 | .213 | .163 | .126 |
| COEF. DE VARIACION | .057 | .388 | .394 | .828 | .046 | -11.021 |
| COEF. DE ASIMETRIA | -.316 | .765 | .740 | -.199 | -.446 | -1.631 |
| COEF. DE CURTOSIS | -1.42 | .335 | -.216 | -1.246 | -1.351 | 2.853 |
| MEDIANA | 4.027 | 7.700 | 7.641 | .273 | 3.604 | .008 |
| MAXIMO | 4.265 | 17.730 | 17.720 | .575 | 3.717 | .241 |
| MINIMO | 3.545 | 1.220 | 1.207 | -.137 | 3.209 | -.410 |
| RANGO | .720 | 16.510 | 16.513 | .711 | .509 | .651 |

Grafico 3.7: Tipo de Cambio Peseta/Marco.

Periodo: 1979.01 - 1988.12

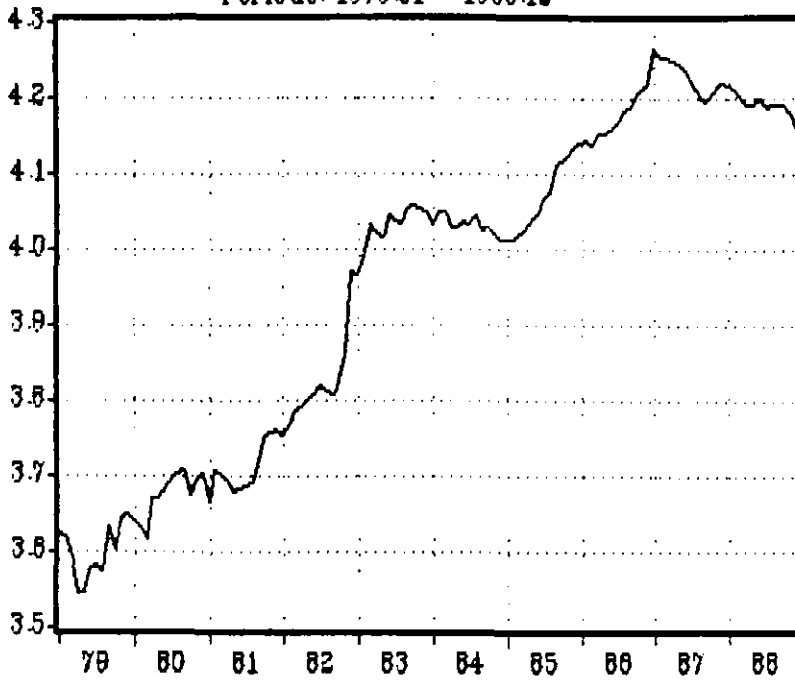


Grafico 3.8: Diferencial de Tipos de Interes Nominales

entre la Peseta y el Marco. Periodo: 1979.01-1988.12

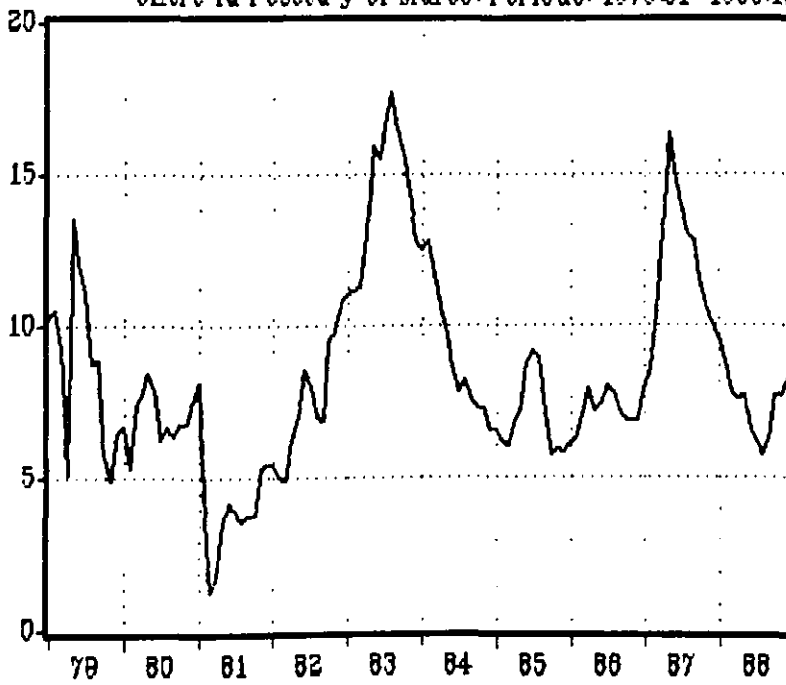


Grafico 3.9: Diferencial de Precios entre España y Alemania. Periodo: 1978.01 - 1988.09

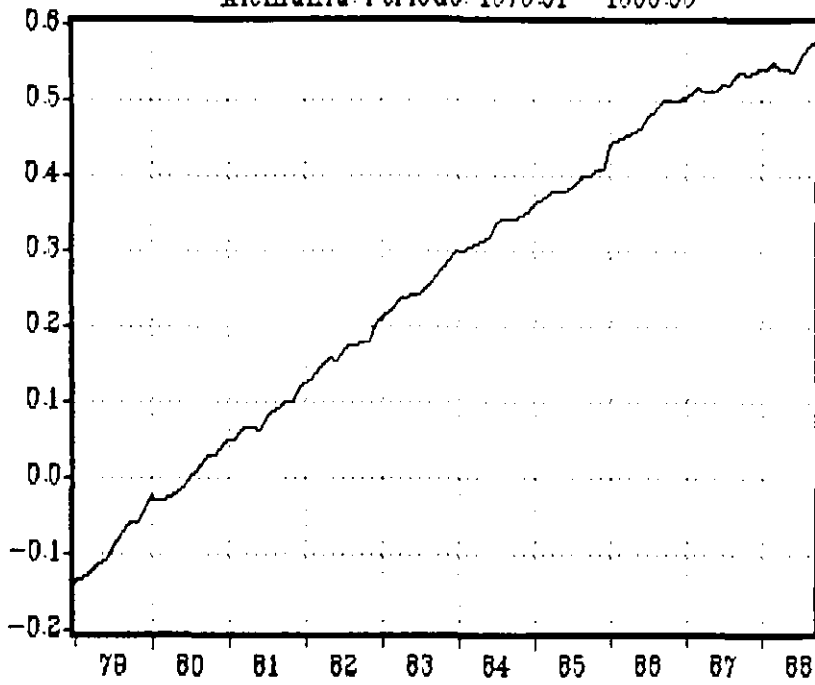


Grafico 3.10: Diferencial de Ofertas Monetarias entre España y Alemania. Periodo: 1978.01 - 1988-10

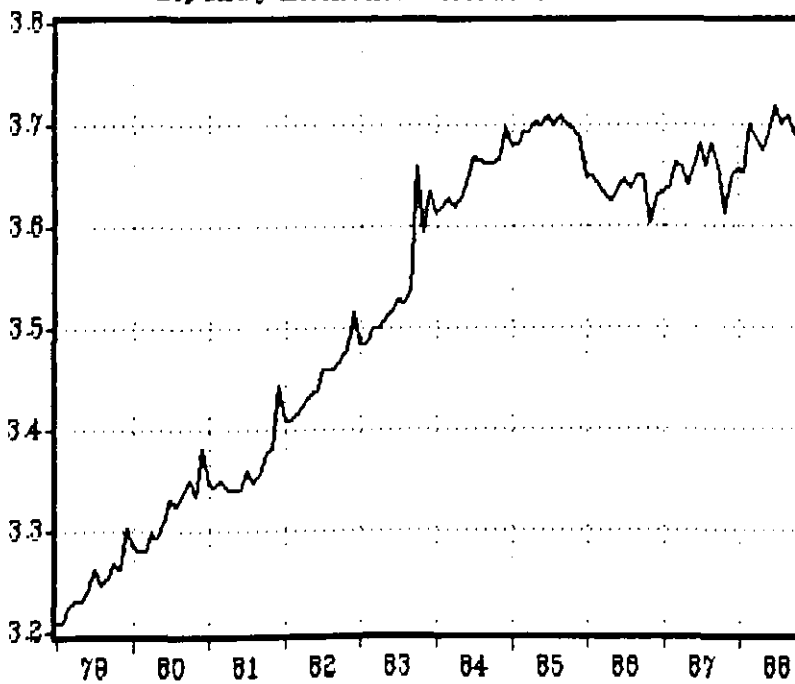


Grafico 3.11: Diferencial de IPI's entre España y Alemania
Periodo: 1979.01 - 1988.09

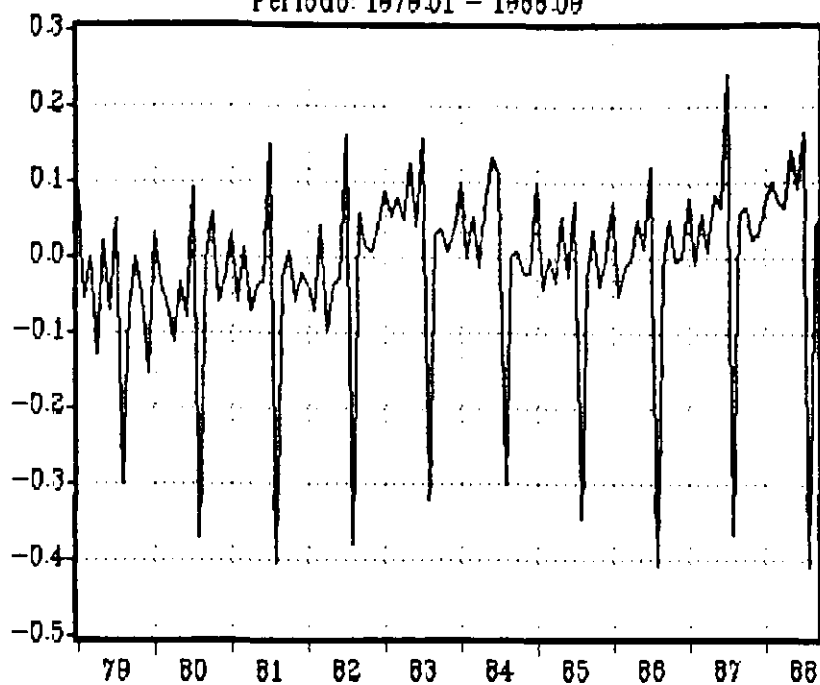
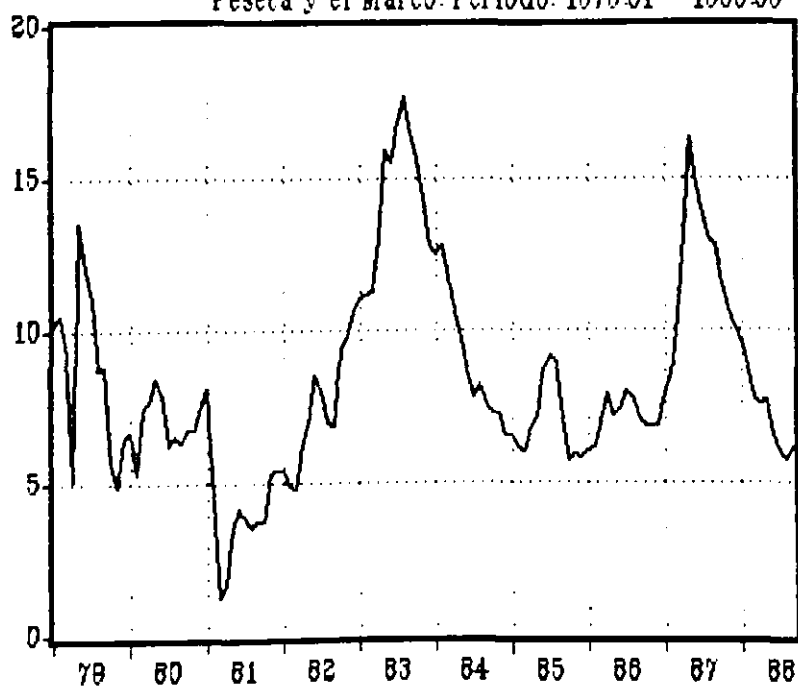


Grafico 3.12: Diferencial de Tipos de Interes Reales de la
Peseta y el Marco. Periodo: 1979.01 - 1988.09



El diferencial de ofertas monetarias así como el diferencial de precios entre España y Alemania presentan una tendencia creciente a lo largo de todo el período, siendo también necesaria la diferenciación de primer orden.

El diferencial de rentas entre España y Alemania es similar al correspondiente entre España y Estados Unidos, presentando la necesidad de hacer estacionaria en media la parte estacional.

Finalmente, los diferenciales de tipos de interés tanto nominales como reales presentan un comportamiento errático claramente dominado por las subidas y bajadas de los tipos españoles puesto que los tipos de interés alemanes se han encontrado durante todo el período muestral por debajo de los españoles.

Atendiendo a los valores de la varianza para el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales, destaca de nuevo la elevada variabilidad de los diferenciales de tipos de interés (nominales y reales), claramente superior a la del resto de las variables. Sin embargo, la variabilidad del tipo de cambio es menor que en el caso del dólar, siendo parecida a la del diferencial de precios por lo que la Paridad del Poder Adquisitivo entre España y Alemania parece tener fundamento, aunque el tipo de cambio y el diferencial de precios presentan una media significativamente diferente. Destaca también el semejante valor del rango para estas dos variables lo que certifica el posible cumplimiento de la P.P.A.

Se presenta de nuevo una falta de simetría en las distribuciones que siguen las variables incluidas en la tabla 3-3, aunque en este caso la asimetría es hacia la izquierda para el tipo de cambio, el diferencial de precios y el diferencial de ofertas monetarias y hacia la derecha para el resto de las variables, como se puede apreciar por los valores tanto del coeficiente de asimetría como del coeficiente de curtosis.

c) Tipo de cambio peseta/franco

El análisis del tipo de cambio peseta/franco y de sus determinantes fundamentales presenta similitudes con los casos analizados con anterioridad (gráficos 13 a 18).

El perfil de la serie del tipo de cambio peseta/franco es muy parecido al del marco, siendo creciente a lo largo de casi todo el período muestral, crecimiento interrumpido por una leve apreciación de la peseta durante los años 83 y 84 y por una clara depreciación del franco iniciada en Enero de 1987 causada fundamentalmente por las presiones internacionales en contra del franco y a favor del marco y del florín. Se presenta así de nuevo la necesidad de tomar primeras diferencias para conseguir que la serie sea estacionaria en media.

Tanto el diferencial de ofertas monetarias como el diferencial de precios entre España y Francia presentan un perfil muy similar al de estas mismas variables en los otros dos casos, siendo de nuevo necesaria la diferenciación de primer orden. Sin embargo, el diferencial de rentas entre España y Francia presenta un comporta-

TABLA 3-4: MEDIDAS ESTADISTICAS DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO Y SUS "DETERMINANTES FUNDAMENTALES"

| | S_t | $(r_t - r^*_t)_n$ | $(r_t - r^*_t)_r$ | $(p_t - p^*_t)$ | $(m_t - m^*_t)$ | $(y_t - y^*_t)$ |
|---------------------|-------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| MEDIA | 2.904 | 3.957 | 3.923 | .086 | 1.884 | .024 |
| VARIANZA | .008 | 10.249 | 10.566 | .006 | .005 | .005 |
| DESVIACION ESTANDAR | .089 | 3.201 | 3.250 | .079 | .068 | .069 |
| COEF. DE VARIACION | .031 | .809 | .829 | .918 | .036 | 2.882 |
| COEF. DE ASIMETRIA | -.220 | .253 | .278 | .325 | -.692 | .447 |
| COEF. DE CURTOSIS | -1.02 | -.007 | -.075 | -1.343 | -.594 | .117 |
| MEDIANA | 2.916 | 3.900 | 3.759 | .065 | 1.903 | .015 |
| MAXIMO | 3.061 | 12.270 | 12.269 | .230 | 1.976 | .224 |
| MINIMO | 2.705 | -4.000 | -4.008 | -.028 | 1.723 | -.114 |
| RANGO | .356 | 16.270 | 16.277 | .258 | .254 | .338 |

Grafico 3.13: Tipo de Cambio Peseta/Franco.

Periodo: 1979.01 - 1988.12

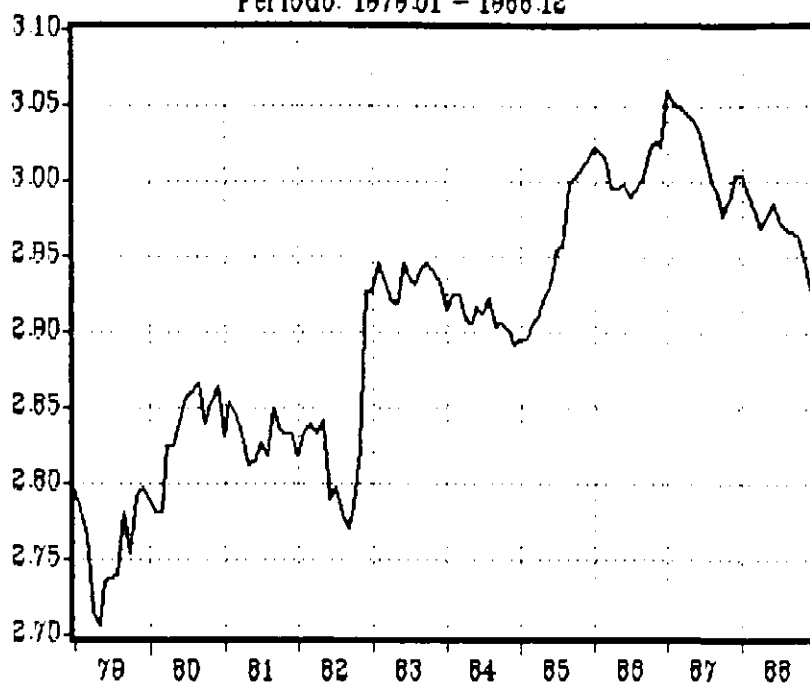


Grafico 3.14: Diferencial de Tipos de Interes Nominales

de la Peseta y del Franco. Periodo: 1979.01 - 1988.12

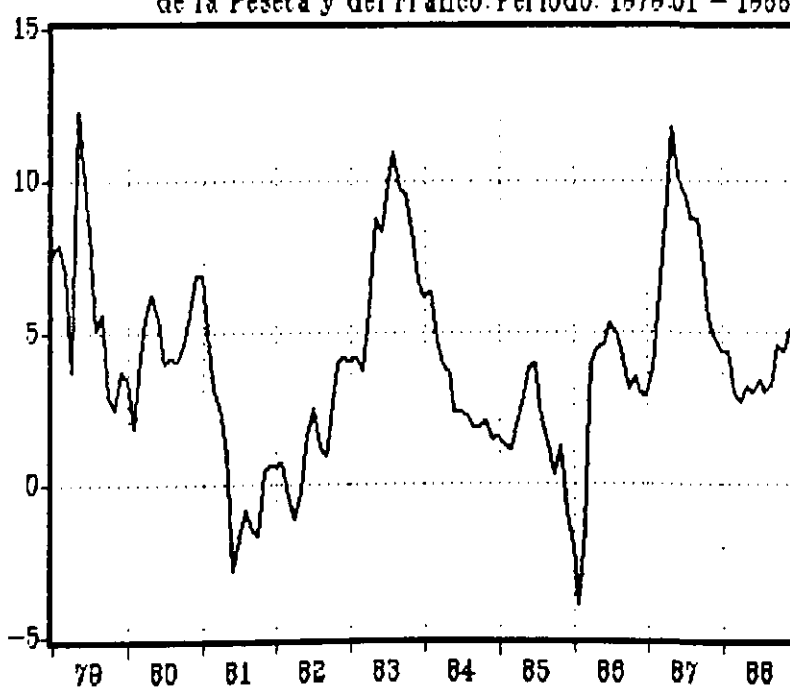


Grafico 3.15: Diferencial de Precios entre España y Francia.

Periodo: 1979.01 - 1988.09

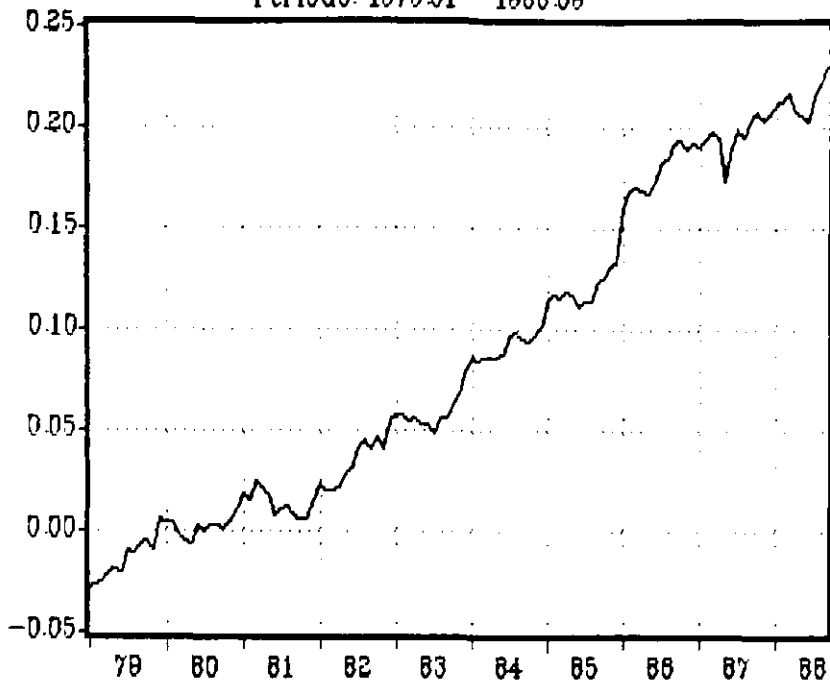


Grafico 3.16: Diferencial de Ofertas monetarias entre

Espana y Francia. Periodo: 1979.01 - 1988.10

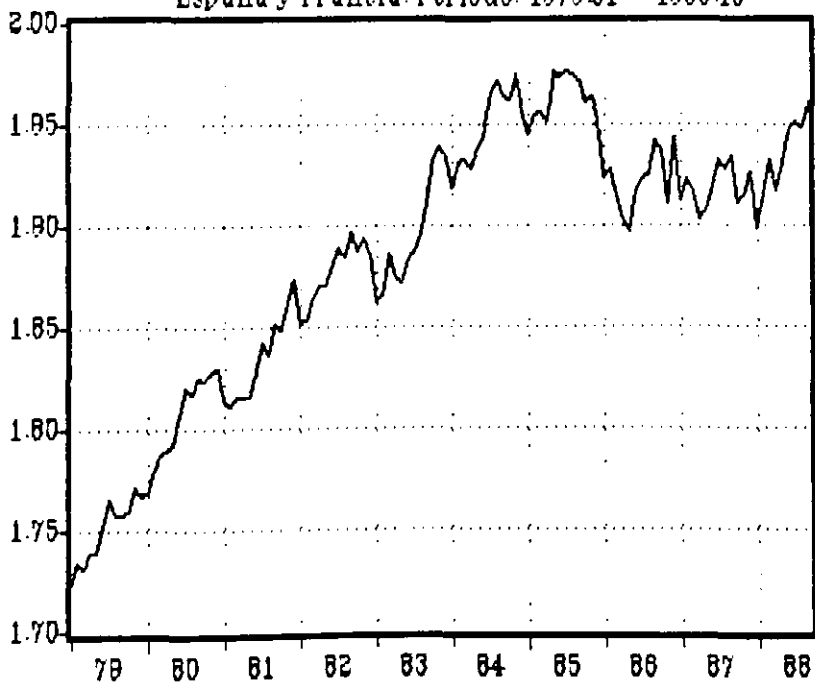


Grafico 3.17: Diferencial de IPI's entre España y Francia.

Periodo: 1979.01 - 1988.09

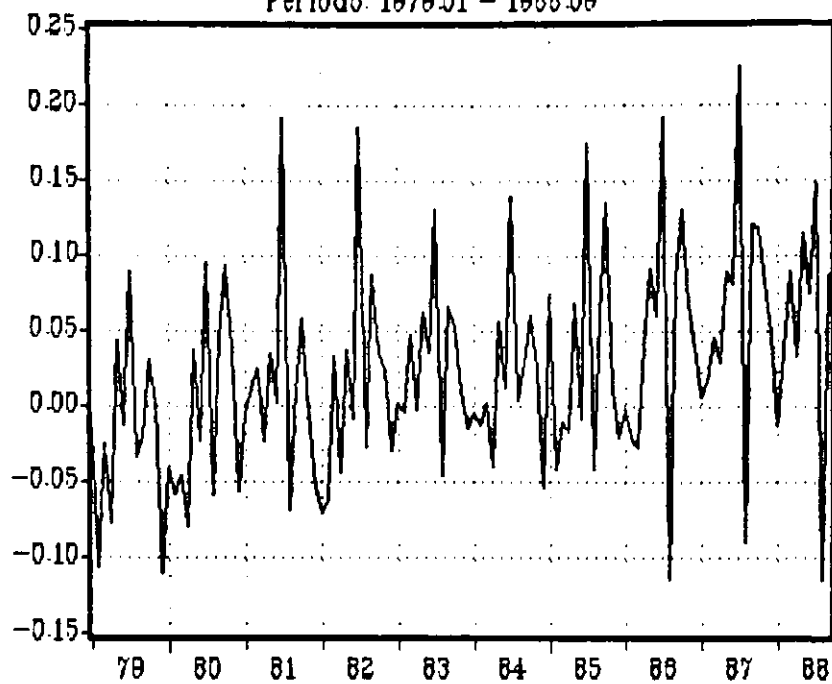
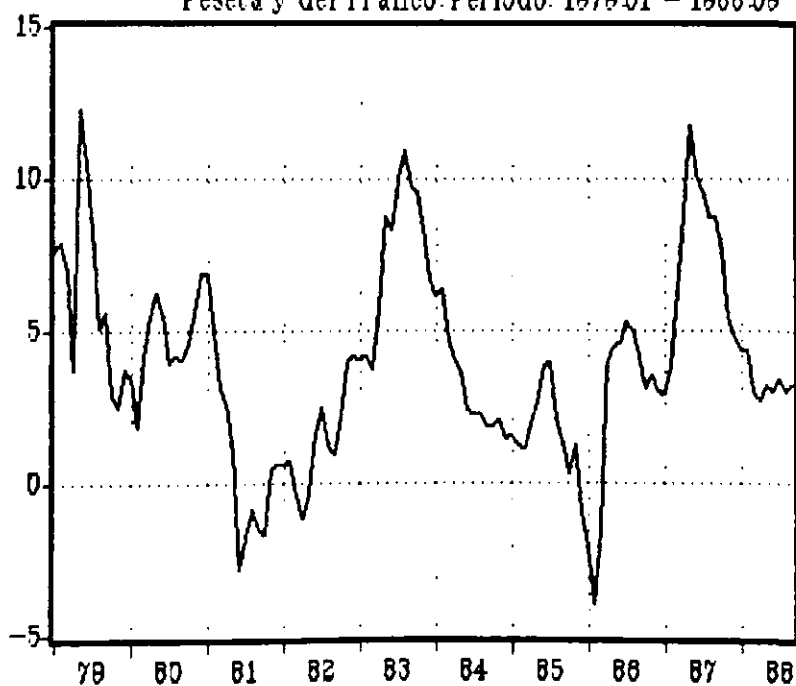


Grafico 3.18: Diferencial de Tipos de Interes Reales de la

Peseta y del Franco. Periodo: 1979.01 - 1988.09



miento algo distinto al de los otros casos aunque sigue apareciendo una clara estacionalidad correspondiente a la disminución del ritmo de actividad que se produce durante los meses de verano. La diferencia fundamental entre esta serie y los diferenciales de rentas analizados anteriormente radica en el hecho de que las economías española y francesa poseen más puntos en común que las economías de Alemania y EE.UU con respecto a la española. No se puede olvidar el hecho de que los Estados Unidos se consideran el motor económico del mundo mientras que Alemania marca las pautas económicas en Europa y sobre todo en el Mercado Común.

Por lo que respecta a los diferenciales de tipos de interés nominales y reales siguen un comportamiento muy similar a los analizados anteriormente, con una elevada volatilidad (varianza muy superior a la del tipo de cambio), una significativa diferencia entre el valor máximo y el valor mínimo destacando el hecho de que los tipos de interés españoles no han sido siempre superiores a los franceses como ocurría con los tipos de interés alemanes.

Ninguna de las variables incluidas en la tabla 3-4 sigue una distribución normal al presentarse valores para el coeficiente de curtosis claramente distintos de 0. Las distribuciones son por tanto asimétricas, siendo ésta hacia la izquierda para todas las variables excepto para el diferencial de rentas que presenta asimetría hacia la derecha, hecho que coincide claramente con el comportamiento de las distribuciones de las variables analizadas en el caso del dólar.

Por fin, la variabilidad del tipo de cambio con respecto a la del resto de los determinantes, con excepción del diferencial de tipos de interés, es algo superior, siendo casi el doble que la correspondiente a los diferenciales de rentas y de ofertas monetarias. Sin embargo, la variabilidad del diferencial de precios entre España y Francia, aunque es algo inferior a la del tipo de cambio, presenta de nuevo la posibilidad del cumplimiento de la PPA entre ambos países, hecho que tendrá que ser verificado por los datos.

El análisis de las principales características de los tipos de cambio y de sus determinantes fundamentales nos lleva a extraer una primera conclusión de que el cumplimiento de la paridad de intereses descubierta se presenta incierta, debido a las diferentes características estadísticas de los tipos de cambio y de los diferenciales de tipos de interés. Sin embargo, el cumplimiento de la PPA entre España y Alemania y entre España y Francia parece más verosímil aunque en ambos casos, deberán ser los datos los que determinen si estas relaciones existen o no.

3.2 ANÁLISIS UNIVARIANTE

El análisis univariante de series temporales consiste en modelizar el comportamiento de una variable sobre la base de la información contenida única y exclusivamente en el pasado de la serie. Su principal característica reside

en la modelización de una serie de datos utilizando sólo procesos autorregresivos y de media móvil o mixto. De esta forma, la variable se presentará en función de los valores pasados de ésta y/o de procesos de ruido actuales y pasados. La consideración de los valores atípicos, tan comunes en series económicas, también contribuye a explicar el comportamiento de la variable. Box y Tiao (1975) desarrollaron los posibles esquemas que presentan los atípicos en este tipo de series, pudiendo determinarse el efecto que un comportamiento no normal en un momento determinado tuvo sobre la variable que se pretende explicar.

Sobre la base de estas consideraciones, analizaremos el comportamiento univariante de cada uno de los tipos de cambio y de sus determinantes fundamentales: el diferencial de tipos de interés (nominales y reales), el diferencial de precios, el diferencial de ofertas monetarias y el diferencial de rentas.

3.2.1 Tipo de cambio peseta/dólar y sus determinantes fundamentales

En la tabla 3.5 se presentan los modelos univariantes para cada una de las variables consideradas. Destaca el hecho de que todas las series presentan valores atípicos, debidos a diferentes causas, que se recogieron mediante la introducción de variables ficticias al ser todos ellos comportamientos anormales en un momento determinado del tiempo.

La variable ficticia MARZO85, introducida en el modelo univariante del tipo de cambio peseta/dólar (M-1), intenta recoger el efecto que se produjo en esta

**TABLA 3-5: ANALISIS UNIVARIANTE DEL TIPO DE CAMBIO
PESETA/DOLAR Y DE SUS DETERMINANTES FUNDAMENTALES**

| <u>TIPO DE CAMBIO</u> | |
|---|---|
| (M-1) | $(1-B)\text{LnSt} = \underset{(.027)}{-.069 \text{ MARZO85}} + \frac{1}{\underset{(.0927)}{(1 - .2756B^2)}} \text{ at}$ |
| T = 120; $\sigma^2 = .768195 \cdot 10^{-3}$; $Q^*(12) = 12.0$; $Q^*(24) = 28.2$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES NOMINALES</u> | |
| (M-2) | $(rt - r^*_t)n = \underset{(1.1407)}{3.3977 \text{ MAY80}} + \frac{1}{\underset{(.0249)}{(1 - .9643B)}} \text{ at}$ |
| T = 120; $\sigma^2 = 2.76159$; $Q^*(12) = 7.8$; $Q^*(24) = 14.7$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES</u> | |
| (M-3) | $(rt - r^*_t)r = \underset{(1.1976)}{3.4040 \text{ MAY80}} + \frac{1}{\underset{(.0268)}{(1 - .9634B)}} \text{ at}$ |
| T = 117; $\sigma^2 = 2.76159$; $Q^*(12) = 7.9$; $Q^*(24) = 14.2$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE PRECIOS</u> | |
| (M-4) | $(1-B)(pt - p^*_t) = \underset{(.0011)}{.0038} + \underset{(.005)}{.0152 \text{ DIC82}} + \underset{(.0046)}{.0159 \text{ ENE86}}$ $+ \frac{1}{\underset{(.0950)}{(1 - .2097B^2)} \underset{(.0883)}{(1 - .4168B^{12})}} \text{ at}$ |
| T = 117; $\sigma^2 = 2.48273 \cdot 10^{-5}$; $Q^*(12) = 7.1$; $Q^*(24) = 11.7$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS</u> | |
| (M-5) | $(1-B)(mt - m^*_t) = \underset{(.0061)}{-.0346 \text{ FEB83}} + \underset{(.0058)}{.0308 \text{ OCTU83}}$ $- \underset{(.0058)}{.0238 \text{ ABR86}} + \frac{1}{\underset{(.0789)}{(1 - .6191B^{12} - .2908B^{24})} \underset{(.0707)}{}} \text{ at}$ |
| T = 118; $\sigma^2 = 4.94888 \cdot 10^{-5}$; $Q^*(12) = 14.6$; $Q^*(24) = 26.3$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE RENTAS</u> | |
| (M-6) | $(1-B^{12})(yt - y^*_t) = \underset{(.0244)}{-.0880 \text{ AGO86}}$ $+ \frac{\underset{(.1038)}{(1 - .5570B^{12} - .4416B^{24})}}{\underset{(.0968)}{(1 - .6191B - .3879B^2 - .2279B^3)} \underset{(.1019)}{}} \text{ at}$ |
| T = 117; $\sigma^2 = 9.62584 \cdot 10^{-4}$; $Q^*(12) = 18.1$; $Q^*(24) = 46.1$ | |

variable cuando las autoridades americanas empezaron a plantearse la necesidad de reducir el déficit comercial para lo cual apostaron por una depreciación del dólar. Esta decisión, que se dejó sentir a partir de Abril, fue ratificada posteriormente por el Grupo de los Cinco (Alemania Federal, Reino Unido, Francia, Japón y EE.UU) en el llamado Acuerdo del Hotel Plaza (septiembre 1985). Este comportamiento se intentó recoger introduciendo una variable impulso (Box y Tiao (1975)). Aparte de la modelización de este atípico, el comportamiento de los cambios mensuales en el tipo de cambio peseta/dólar viene explicado por los cambios producidos dos meses antes (AR(2) con $\Phi_1=0$) al que se añade un comportamiento aleatorio, indicando que, de toda la información contenida en el pasado de la serie, únicamente aparece como relevante el comportamiento dos períodos antes.

Los modelos univariantes para el diferencial de tipos de interés tanto nominales como reales (modelos (M-2) y (M-3)) son muy similares, destacando que ambos siguen un proceso AR(1)(1) (el pasado inmediato de la serie contribuye a explicar el comportamiento presente

(1) El análisis del diferencial de tipos de interés para los tres tipos de cambio analizados inducía a modelizar una diferencia de estas variables. Sin embargo, atendiendo a las predicciones que se obtenían, se optó por aceptar el modelo autorregresivo de orden uno (aunque la estimación y los gráficos de las variables indujesen a la consideración de una diferencia). Nótese que, en el análisis bivariante (sección 3.3), se utilizan las predicciones de los inputs para obtener las predicciones de los tipos de cambio.

de la variable) y que ambos presentan un valor atípico correspondiente al mes de mayo de 1980, fecha en la que el diferencial entre los tipos interés españoles y americanos aumenta en 7.69 puntos debido a una disminución significativa de los tipos de interés a tres meses para el dólar de casi 7 puntos de abril a mayo. La razón de este comportamiento atípico de los tipos de interés tiene su origen en las fuertes restricciones monetarias impuestas por las autoridades económicas americanas con el objetivo de conseguir una desaceleración del crecimiento de los agregados monetarios. Esta política produjo una elevación pronunciada de los tipos de interés americanos, muy acentuada y sometida a amplias fluctuaciones. A partir del mes de abril, los tipos de interés del dólar y del eurodólar cayeron de cotas próximas al 20% a niveles que rondaron el 10%, pasando a fundamentarse la política monetaria americana en la contención del nivel de liquidez y no en elevados tipos de interés (Banco de España. Informe Anual. 1980). Esta súbita disminución de los tipos de interés (que en algunos días llegaron a descender en 1 y 2 puntos) provocó la fuerte reducción del diferencial de tipos de interés para la peseta y el dólar, lo que justifica la introducción de la variable ficticia MAYO80 con el objeto de captar el comportamiento atípico de la serie no recogido por el modelo univariante.

Los cambios mensuales en el diferencial de precios (modelo (M-4)) presentan también un carácter autorregresivo, por lo que el comportamiento de estos vendrá determinado por el pasado de la serie, siendo los cambios mensuales en el diferencial de precios producidos 2 y 12 meses antes los que explican el comportamiento presente de los cambios mensuales en esta va-

riable. Esta serie presenta dos hechos atípicos claramente localizados en el tiempo, debidos por un lado a la devaluación de diciembre de 1982 (2) y por otro lado la observación correspondiente a enero de 1986, fecha en la que se produjo un fuerte aumento de los precios españoles debido a la entrada en vigor del Impuesto sobre el Valor Añadido. Ambos hechos provocaron un aumento del cambio mensual en los precios siendo este efecto mayor en el caso de la devaluación debido a que el aumento de los precios provocado por el IVA repartió sus efectos en varios meses.

El modelo univariante para los cambios mensuales en el diferencial de ofertas monetarias ((M-5)) presenta un componente estacional muy fuerte, explicado por una parte autorregresiva (AR(2) con $s=12$), indicando así que la parte estacional de los cambios mensuales en el diferencial de ofertas monetarias viene explicada por el comportamiento dos años antes. El análisis de intervención en este caso presentó la necesidad de introducir tres variables ficticias para captar el comportamiento anómalo que se produjo en febrero y octubre de 1983 y en abril de 1986.

Los atípicos correspondientes a febrero de 1983 y a abril de 1986 (recogidos por las variables FEB83 y ABR86 respectivamente) encuentran su fundamento en las políticas monetarias restrictivas llevadas a cabo por casi todos los países en su lucha contra la inflación.

(2) La depreciación de nuestra moneda induce, según la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo a un aumento del diferencial de precios.

Sin embargo, el recogido por la variable OCTU83 corresponde a un fuerte incremento de la cantidad de dinero en circulación posteriormente controlada por las autoridades. Las políticas monetarias realizadas en 1983 empezaron siendo muy restrictivas, relajándose a medida que los objetivos se iban cumpliendo. De esta forma, tanto en España como en Estados Unidos, el crecimiento de los agregados monetarios fue muy reducido durante la primera parte del año. En EE.UU, la política monetaria se hizo aún más estricta a partir del segundo trimestre del año mientras que el crecimiento de la oferta monetaria española fue muy superior al que se produjo durante todo el año, lo que llevó a las autoridades españolas a endurecer en los últimos meses del año su política monetaria.

El atípico correspondiente a abril de 1986 viene motivado por la incertidumbre sobre el efecto de implantación del IVA que condicionó fuertemente la política monetaria española durante todo el año. En este sentido, las autoridades prefirieron continuar con la evolución decreciente de las tasas de variación de los agregados monetarios, siendo los aumentos producidos en los activos líquidos en manos del público únicamente de carácter financiero. Así, en abril, la oferta monetaria española experimentó una fuerte disminución contrastando con los incrementos normales experimentados por la oferta monetaria americana (Banco de España. Informe Anual. 1986).

La modelización del diferencial de rentas (IPI) presentó la necesidad de realizar una diferencia estacional para hacer la serie estacionaria en media por lo que la variable ahora representa las variaciones

anuales en el diferencial de rentas. Esta serie presenta un fuerte componente estacional, modelizado mediante un MA(2) estacional ($s=12$) indicando que el comportamiento presente de los cambios anuales en el diferencial de rentas viene influido por su comportamiento dos años antes. La parte regular del proceso viene captada por un proceso autorregresivo de orden 3, de manera que los cambios anuales del diferencial de rentas vienen también explicados por su evolución tres meses antes. Esta variable también presenta un atípico, correspondiente al mes de agosto de 1986, causado por una reducción del IPI español muy superior a la que normalmente se produce en los meses de verano.

3.2.2 Tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales

Al igual que en el caso anterior se realizó el análisis univariante para el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales cuyos modelos aparecen recogidos en la tabla 3-6. Los modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés nominales y reales son todos procesos AR(1). El modelo univariante para el tipo de cambio certifica el comportamiento de esta variable como un paseo aleatorio con intervención. El valor del atípico corresponde a diciembre de 1982, fecha en la que se efectuó una devaluación con el objeto de aumentar la competitividad de los productos españoles en el entorno internacional, buscando así obtener mejores resultados de la balanza por cuenta corriente claramente deficitaria. El hecho de que esta clara intervención de las autoridades económicas no apareciese como comportamiento atípico en el modelo univariante del tipo de cambio peseta/dólar

| TABLA 3-6: ANALISIS UNIVARIANTE DEL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO Y SUS DETERMINANTES FUNDAMENTALES | |
|--|--|
| <u>TIPO DE CAMBIO</u> | |
| (M-7) | $(1-B) \ln S_t = .0046 + .1022 \text{ DIC82} + a_t$ <p style="text-align: center;">(.0018) (.0182)</p> |
| T = 120; $\sigma^2 = 3.27566 \cdot 10^{-4}$; $Q^*(12) = 12.5$; $Q^*(24) = 23.5$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES NOMINALES</u> | |
| (M-8) | $(1 - .9039B)(r_t - r^*_t)_n = .7572 + a_t$ <p style="text-align: center;">(.0394) (.3582)</p> |
| T = 120; $\sigma^2 = 1.93593$; $Q^*(12) = 5.8$; $Q^*(24) = 16.8$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES</u> | |
| (M-9) | $(1 - .9065B)(r_t - r^*_t)_r = .7572 + a_t$ <p style="text-align: center;">(.0394) (.3582)</p> |
| T = 117; $\sigma^2 = 1.98548$; $Q^*(12) = 5.9$; $Q^*(24) = 17.3$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE PRECIOS</u> | |
| (M-10) | $(1-B)(p_t - p^*_t) = .005 + .0234 \text{ ENE86} + \frac{1}{(1 - .4401B^{12})} a_t$ <p style="text-align: center;">(.0008) (.0043) (.0887)</p> |
| T = 117; $\sigma^2 = 2.2125 \cdot 10^{-5}$; $Q^*(12) = 15.0$; $Q^*(24) = 32.2$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS</u> | |
| (M-11) | $(1-B)(m_t - m^*_t) = .0459 \text{ DIC81} + .1018 \text{ OCT83} - .043 \text{ ENE86}$ <p style="text-align: center;">(.0143) (.0142) (.0142)</p> $- .0334 \text{ NOV86} + \frac{(1 - .3890B)}{(.0950)} a_t$ <p style="text-align: center;">(.0142) (.0708)</p> |
| T = 118; $\sigma^2 = 2.20739 \cdot 10^{-4}$; $Q^*(12) = 15.0$; $Q^*(24) = 22.9$ | |
| <u>DIFERENCIAL DE RENTAS</u> | |
| (M-12) | $(1-B^{12})(y_t - y^*_t) = .0845 \text{ JUN84} + .0794 \text{ JUL87}$ <p style="text-align: center;">(.0394) (.0398)</p> $+ \frac{(1 - .3482B^{12})}{(.0899)} a_t$ <p style="text-align: center;">(.0848) (.0858)</p> |
| T = 117; $\sigma^2 = 1.57213 \cdot 10^{-3}$; $Q^*(12) = 13.0$; $Q^*(24) = 24.8$ | |

obedece a la excesiva variabilidad que presenta esta serie.

Por lo que respecta a los diferenciales de tipos de interés tanto nominales como reales no se aprecia ningún valor atípico que no sea captado por los modelos univariantes ((M-8) y (M-9)), un proceso autorregresivo de primer orden con constante que pone de manifiesto la explicación de la variable utilizando únicamente el valor de la serie en el período inmediatamente anterior. El valor del parámetro autorregresivo (.9053 en ambos casos) indica claramente el fuerte peso que el pasado inmediato tiene sobre el comportamiento de los diferenciales de tipos de interés, hecho esperado debido a la cautela que deben tener las autoridades económicas con la elevación del tipo de interés de un período a otro pudiendo provocar fuertes contracciones de la actividad económica.

La variación mensual de los diferenciales de precios presenta también un comportamiento autorregresivo, esta vez de orden 12, pudiendo establecerse así una relación entre los cambios en esta variable de un año para otro. Es evidente que el comportamiento de los precios preocupa claramente a las autoridades económicas de cualquier país por lo que un aumento o disminución del nivel de precios puede provocar cambios significativos en el desarrollo de la política llevada a cabo por las autoridades de los diferentes países en su lucha contra la inflación, considerándose que la evolución de los precios en el año anterior puede contribuir a reforzar o relajar una determinada política. El único valor que no fue captado por el modelo corresponde a

enero de 1986, mes en que la implantación del IVA tuvo su mayor efecto inflacionario.

La modelización del cambio mensual en el diferencial de ofertas monetarias (modelo (M-11)) presentó mayor número de atípicos que en el análisis univariante de los anteriores determinantes del tipo de cambio peseta/marco. Tanto la parte regular como la parte estacional presentan estructura siendo para el primer componente un proceso de media móvil de primer orden recogiendo así el hecho de que el comportamiento pasado de los cambios en los diferenciales de ofertas monetarias afecta al comportamiento presente de esta variable. Por lo que respecta al componente estacional, el esquema que siguen las variaciones mensuales en el diferencial de ofertas monetarias es un proceso AR(1) mensualmente estacional, indicando que el comportamiento de la variable un año antes influye de forma clara en la decisión de las autoridades sobre la política monetaria actual.

Con anterioridad se comentó que esta variable presentaba un mayor número de atípicos apareciendo localizados en diciembre de 1981, octubre de 1983, enero de 1986 y noviembre de 1986.

El correspondiente a octubre de 1983 obedece a las mismas causas anteriormente comentadas para el diferencial de ofertas monetarias entre España y EE.UU, por lo que analizaremos los orígenes que determinaron la aparición del resto de los atípicos, sin detenernos en la explicación del correspondiente a octubre de 1983.

Como suele ser habitual, el atípico correspondiente a diciembre de 1981 tiene su principal causa en el desarrollo de políticas monetarias restrictivas por parte de casi todos los países. Alemania realizó una política monetaria muy restrictiva durante este año que sólo tendió a suavizarse en los últimos meses del año. La política española mantuvo su ritmo restrictivo durante parte del año, produciéndose una aceleración del crecimiento de la M3 a partir de julio, momento en que se puso de manifiesto un ligero incremento de los niveles de actividad y un suave descenso en la tasa esperada de inflación, hechos que alentaron una reanimación de la demanda de dinero. "... La acumulación de activos frente al exterior, una rápida expansión de las necesidades de financiación del sector público y una pulsación más acusada de la demanda de crédito por parte del sector privado impulsaron un crecimiento más acusado de la oferta de depósitos del sistema bancario ..." (Banco de España. Informe Anual. 1981), hecho que provocó en diciembre el comportamiento anómalo de la oferta monetaria española no captado por la modelización univariante realizada para el diferencial de ofertas monetarias.

En el mes de enero de 1986, debido a un comportamiento anormal de la oferta monetaria española, aparece un valor muy reducido que constituye un atípico, en el sentido de que su comportamiento no se recoge por el modelo univariante ajustado para el diferencial de ofertas monetarias. En este mes, se produjo una reducción de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero española mientras que en Alemania, en los dos últimos meses del año, los desbordamientos de los agregados monetarios debido a la afluencia de capitales del exte-

rior llevaron a las autoridades alemanas a elevar los tipos de interés de intervención del Bundesbank en los mercados internos (Banco de España. Informe Anual. 1986). Todos estos acontecimientos provocaron una disminución del cambio mensual del diferencial de ofertas monetarias en enero y noviembre de 1986 no captada por el modelo univariante, efecto que se recogió mediante la introducción de las variables ficticias ENE86 y NOV86 respectivamente.

Por lo que respecta al modelo univariante del diferencial de rentas (modelo (M-12)) recogido en la tabla 3-6, destaca el fuerte componente estacional que posee esta serie. Los cambios anuales en el diferencial de rentas vienen explicados por un componente regular y otro estacional, debido a que en el comportamiento de esta variable influyen tanto los cambios producidos un año antes (recogidos por el proceso de media móvil de primer orden estacional) como el comportamiento de la producción dos y tres meses antes (AR(3) con primer parámetro nulo). Sin embargo, esta modelización no recoge dos valores atípicos situados en junio de 1984 y julio de 1987.

La economía mundial durante 1984 estuvo dominada por la recuperación de la economía estadounidense que alentó el desarrollo del comercio internacional. Sin embargo, en los demás países industriales, el ritmo de crecimiento fue más débil aunque en Alemania se registraron tasas razonables del crecimiento de la actividad, manifestándose un modesto robustecimiento de la demanda interna. En España, también se dejó sentir la recuperación de la demanda mundial, sobre todo en el primer semestre del año en el que se produjo un

importante crecimiento debido al fuerte incremento de las exportaciones y a un ligero avance de las importaciones, mientras que en la segunda parte del año disminuyó la actividad. Sin embargo, en cuanto a la producción se refiere, todos los sectores no agrarios crecieron en torno al 1.7% siendo bastante inferior al crecimiento experimentado en 1983. El debilitamiento de la segunda parte del año tuvo sus orígenes en junio momento en el que se produjo una fuerte disminución del índice de producción industrial con respecto al mismo mes del año anterior (-1.5 puntos) mientras que el índice de producción alemán experimentaba un crecimiento importante (4.9 puntos).

El año 1987 presenta características diferentes. Los países de la Comunidad Económica Europea dieron prioridad al control de la inflación, con elevados niveles de tipos de interés reales que provocaron tasas de actividad reducidas obteniéndose así, como ocurre con el IPI alemán, disminuciones significativas de esta variable con respecto a los valores del año precedente. El mes de julio presentó así una reducción con respecto a los valores de 1986 de 2.6 puntos. Sin embargo, en España, al igual que Grecia, Portugal y el Reino Unido, se alcanzaron incrementos en sus niveles de actividad y empleo sustanciales, con un fortalecimiento rápido e intenso de la demanda nacional y elevadas cotas de la formación bruta de capital (Banco de España. Informe Anual. 1987). Este comportamiento de la economía española se encuentra en marcado contraste con el de Alemania lo que provoca la aparición del valor atípico en julio de 1987.

3.2.3 Tipo de cambio peseta/franco y sus determinantes fundamentales

El análisis univariante del tipo de cambio peseta/franco y de las variables relacionadas con éste presenta varias similitudes con los análisis presentados para los otros dos tipos de cambio. Los modelos univariantes obtenidos se presentan en la tabla 3-7 a partir de la cual se puede destacar el comportamiento como un modelo de paseo aleatorio para el tipo de cambio y los procesos AR(1) para los diferenciales de tipos de interés, coincidiendo con los modelos obtenidos para estas mismas variables en el caso del dólar y el marco. La diferencia fundamental se encuentra en los valores atípicos que se presentan para los diferenciales de tipos de interés, tanto nominales como reales, de la peseta con respecto al franco en los que aparece el valor correspondiente a abril de 1986 como atípico. La causa de éste es una fuerte disminución de los tipos de interés franceses producida después de la crisis desatada en el mecanismo comunitario de estabilización de cambios que motivó un reajuste de paridades en el S.M.E., con una apreciación del marco y del florín frente al resto de las monedas participantes en el sistema (Banco de España. Informe Anual. 1986).

Por lo que respecta a los cambios mensuales en el diferencial de precios entre España y Francia, destaca el hecho de que la variable se comporta como un proceso de paseo aleatorio con constante y con intervenciones de modo que el pasado no afecta al comportamiento de la variable. Los valores atípicos encontrados corresponden a los cambios anómalos producidos en enero de 1986 (efecto IVA) y a mayo de 1987, fecha en la que el ín-

**TABLA 3-7: ANALISIS UNIVARIANTE DEL TIPO DE CAMBIO
PESETA/FRANCO Y SUS DETERMINANTES FUNDAMENTALES**

TIPO DE CAMBIO

$$(M-13) \quad (1-B)\ln S_t = .1049 \text{ DIC82} + a_t \\ (.0169)$$

$$T = 120; \quad \sigma^2 = 2.86602 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 13.6; \quad Q^*(24) = 21.6$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES NOMINALES

$$(M-14) \quad (r_t - r^*_t)_n = 2.5065 + \frac{1}{(1.1056) (1 - .9492B)} a_t \\ (.0274)$$

$$T = 120; \quad \sigma^2 = 2.31391; \quad Q^*(12) = 13.7; \quad Q^*(24) = 20.6$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES

$$(M-15) \quad (r_t - r^*_t)_r = 2.5088 + \frac{1}{(1.1193) (1 - .9450B)} a_t \\ (.0274)$$

$$T = 117; \quad \sigma^2 = 2.36155; \quad Q^*(12) = 14.3; \quad Q^*(24) = 20.6$$

DIFERENCIAL DE PRECIOS

$$(M-16) \quad (1-B)(p_t - p^*_t) = .0022 + .0252 \text{ ENE86} - .0228 \text{ MAY87} + a_t \\ (.0005) \quad (.0051) \quad (.0051)$$

$$T = 117; \quad \sigma^2 = 2.55097 \cdot 10^{-5}; \quad Q^*(12) = 8.9; \quad Q^*(24) = 20.8$$

DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS

$$(M-17) \quad (1-B)(m_t - m^*_t) = -.0310 \text{ NOV86} + .0335 \text{ DIC86} + \\ (.0079) \quad (.0079)$$

$$\frac{1}{(1 - .6502B^{12})} a_t \\ (.0829)$$

$$T = 118; \quad \sigma^2 = 8.85755 \cdot 10^{-5}; \quad Q^*(12) = 20.8; \quad Q^*(24) = 34.5$$

DIFERENCIAL DE RENTAS

$$(M-18) \quad (1-B)(y_t - y^*_t) = .081 + .0541 \text{ AGO86} + (1 - .6286B^{12})a_t \\ (.0016) \quad (.0197) \quad (.0804)$$

$$T = 117; \quad \sigma^2 = 1.12896 \cdot 10^{-3}; \quad Q^*(12) = 18.0; \quad Q^*(24) = 38.5$$

dice de precios español disminuyó contrastando con la evolución creciente que caracteriza a esta variable. Esta reducción de los precios pone de manifiesto los frutos de la política económica española en materia de inflación.

Las variaciones mensuales en el diferencial de ofertas monetarias vienen determinados principalmente por los cambios mensuales producidos un año antes, como se puede apreciar en el modelo (M-17) recogido en la tabla 3-6. Este comportamiento indica que la política monetaria se ejecuta sobre la base de la evolución de los agregados monetarios en el año precedente. En este caso, nos encontramos con la presencia de dos atípicos consecutivos y de signo contrario correspondientes a noviembre y diciembre de 1986.

Por un lado, en noviembre de 1986, los agregados monetarios franceses experimentaron un crecimiento muy superior al que venían registrando en los meses anteriores, provocando así una disminución significativa del diferencial de ofertas monetarias entre España y Francia. El caso de diciembre de 1986 tiene una causa diferente, caracterizada por un fuerte aumento de la oferta monetaria española frente a un crecimiento mensual mucho más reducido en el caso de los agregados monetarios franceses.

En el modelo univariante desarrollado para el diferencial de rentas entre España y Francia (modelo (M-18)) destaca el fuerte comportamiento estacional que presenta. Los cambios de un año para otro en el diferencial de rentas dependen asimismo del comportamiento experimentado por esta variable en el

año precedente, siendo el único valor no captado por este modelo el correspondiente a agosto de 1986 cuyo comportamiento atípico coincide con lo expuesto para el caso del diferencial de rentas entre España y Estados Unidos.

A partir del desarrollo de los modelos univariantes para cada una de las variables se puede extraer la conclusión de que el pasado de cada serie influye de forma decisiva en el comportamiento de las variables presentándose en casi todos los casos la necesidad de realizar análisis de intervención. El siguiente paso será pues intentar caracterizar las posibles relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y cada uno de sus determinantes fundamentales.

3.3 ANÁLISIS BIVARIANTE - RELACIONES DINAMICAS (3)

Hasta ahora, el análisis realizado obedecía a la modelización univariante desarrollada por Box y Jenkins (1970) en la que únicamente se tenía en cuenta el propio pasado de la serie. El paso inmediato consiste en verificar si los tipos de cambio analizados pueden venir mejor representados si introducimos una información más amplia. Esta es la característica principal de los modelos de función de transferencia en los que se busca encontrar relaciones dinámicas entre las variables sobre la base de una información más amplia: por un lado, utilizando la información proporcionada por los valores presentes y pasados del output (en nuestro caso los tipos de cambio) y por otro, incluyendo la información aportada por los valores pasados y presentes del input (los determinantes fundamentales del tipo de cambio, en nuestro caso). La identificación de este tipo de procesos se realiza a través de la función de correlación cruzada entre la variable

(3) La posibilidad de realizar el análisis de cada uno de los tipos de cambio y sus determinantes fundamentales por series temporales múltiples también se tuvo en consideración. Sin embargo, los problemas que presenta esta metodología (diferentes órdenes de diferenciación de las variables, difícil identificación de los procesos a estimar, complejidad creciente de cálculo, etc... (García Ferrer y del Hoyo (1987)) unido al hecho de que no siempre se obtienen resultados satisfactorios o simplemente no siempre estos modelos mejoran los procesos univariantes o bivariantes, nos llevaron a deshechar la realización del análisis de los tipos de cambio mediante este enfoque.

filtrada ('preblanqueada') utilizando el modelo del input y los residuos de este modelo. Los modelos obtenidos vienen representados por la expresión:

$$y_t = v(B)x_{t-b} + N_t$$

donde y_t es el output, x_t es la variable que incluye el input, N_t un proceso de ruido y $v(B)$ un polinomio cuya expresión viene dada por:

$$v(B) = \frac{w(B)}{\delta(B)} = (v_0 + v_1B + v_2B^2 + \dots)$$

donde v_j recogen la respuesta del impulso al preblanquear con el modelo del input la variable output.

Utilizando esta metodología únicamente se han encontrado relaciones dinámicas entre el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales corroborando así los resultados estadísticos de la tabla 3-3 en la que se aprecia un comportamiento similar entre el tipo de cambio y la mayor parte de sus determinantes. Sin embargo, la poca similitud encontrada a partir del análisis anterior entre los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco y sus determinantes fundamentales se pone de nuevo de manifiesto al obtenerse funciones de correlación cruzada totalmente limpias (recogidas en el apéndice B), en las que no se presentaba ninguna relación entre las variables objeto de estudio.

**TABLA 3-8: RELACIONES DINAMICAS ENTRE EL TIPO DE CAMBIO
PESETA/MARCO Y SUS DETERMINANTES FUNDAMENTALES**

**RELACION DINAMICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL DIFERENCIAL DE
TIPOS DE INTERES NOMINALES**

$$(M-19) \quad (1-B) \ln S_t = .1082 \text{ DIC82} + .0004B(r_t - r^*_t)_n + a_t$$

(.0184) (.0002)

$$T = 108; \quad \sigma^2 = 3.34610 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 11.6; \quad Q^*(24) = 22.3$$

**RELACION DINAMICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL DIFERENCIAL DE
TIPOS DE INTERES REALES**

$$(M-20) \quad (1-B) \ln S_t = .1028 \text{ DIC82} + .0004B(r_t - r^*_t)_r + a_t$$

(.0184) (.0002)

$$T = 108; \quad \sigma^2 = 3.34618 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 11.6; \quad Q^*(24) = 22.3$$

**RELACION DINAMICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL DIFERENCIAL DE
PRECIOS**

$$(M-21) \quad (1-B) \ln S_t = .1044 \text{ DIC82} + .0118(1-B)(p_t - p^*_t) + a_t$$

(.0184) (.0054)

$$T = 108; \quad \sigma^2 = 3.35570 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 12.3; \quad Q^*(24) = 23.5$$

**RELACION DINAMICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL DIFERENCIAL DE
OPERTAS MONETARIAS**

$$(M-22) \quad (1-B) \ln S_t = .1022 \text{ DIC82} + .0013(1-B)(m_t - m^*_t) + a_t$$

(.0182) (.0005)

$$T = 108; \quad \sigma^2 = 3.27612 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 12.5; \quad Q^*(24) = 23.5$$

**RELACION DINAMICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO Y EL DIFERENCIAL DE
RENTAS**

$$(M-23) \quad (1-B) \ln S_t = .1150 \text{ DIC82} + \frac{-.0761B}{(1 - .7305B)} (1-B^{12})(y_t - y^*_t)$$

(.0156) (.0295) (.1720)

$$T = 108; \quad \sigma^2 = 2.35082 \cdot 10^{-4}; \quad Q^*(12) = 15.9; \quad Q^*(24) = 35.9$$

Las relaciones dinámicas entre el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales aparecen recogidas en la tabla 3-8 a partir de la cual se pueden extraer las siguientes conclusiones:

1- La relación dinámica encontrada entre las variaciones mensuales en el tipo de cambio y los diferenciales de tipos de interés (nominales y reales) para la peseta y el marco responde, en cierto modo, al cumplimiento de la paridad de intereses descubierta. La relación entre la apreciación (depreciación) de la peseta con respecto al marco y el aumento (disminución) del diferencial en el momento anterior, pone de manifiesto la importancia de esta variable en la explicación del comportamiento del tipo de cambio.

2- El modelo (M-21) de la tabla 3-8 recoge la relación dinámica existente entre el tipo de cambio peseta/marco y el diferencial de precios entre España y Alemania. Como se puede apreciar, el parámetro estimado asociado al diferencial de precios es menor que uno, indicándonos que, si bien las variaciones de los precios en ambos países causan alteraciones en el tipo de cambio, éstas no serían tan fuertes como implica la P.P.A que supone que las variaciones en el diferencial de precios se transmiten íntegramente al tipo de cambio; es decir, si se produjese el cumplimiento estricto de la paridad del poder adquisitivo, el parámetro estimado debería ser igual a 1. Por todo ello, podemos decir que se observa una relación entre ambas variables sin que se produzca el cumplimiento de la P.P.A en sentido estricto.

3- La cuarta relación dinámica de la tabla 3-8 pone de manifiesto como el diferencial de ofertas monetarias española y alemana contribuye a explicar, de forma instantánea, el comportamiento de las variaciones mensuales en el tipo de cambio. Este hecho se debe a que los movimientos en los tipos de cambio obedecen a modificaciones en la oferta y la demanda de divisas, componente fundamental de las definiciones de agregados monetarios. Se pone así de manifiesto la posible simultaneidad entre ambas variables.

4- La relación entre los cambios mensuales en el tipo de cambio y el diferencial anual de rentas presenta mayor dinamicidad que en los casos anteriores. El diferencial de rentas actúa sobre el tipo de cambio durante varios meses e incluso los valores de esta variable afectan al tipo de cambio de un año para otro, hecho perfectamente lógico si tenemos en cuenta que las exportaciones e importaciones, componentes fundamentales de la oferta y demanda de divisas y claramente relacionados con la producción, sufren un retraso significativo desde que se contratan hasta que se efectúa la transacción.

Conviene destacar que se está utilizando la variable IPI como una medida de la renta. Esto nos podría estar introduciendo ruido en nuestro modelo y nos podría estar distorsionando algo el esquema dinámico entre el diferencial de rentas y el tipo de cambio.

5- Todos los modelos que aparecen en la tabla 3-8

presentan una ganancia significativa en términos de reducción de la varianza residual con respecto a la obtenida con el modelo de paseo aleatorio ($\sigma^2=4.4233.10^{-4}$). La mayor ganancia se produce con el modelo (M-23) obteniéndose una reducción de la varianza residual del 53%, lo que pone de manifiesto la contribución del diferencial de rentas para explicar el comportamiento del tipo de cambio peseta/marco.

Los resultados presentados en la tabla 3-8 ponen de manifiesto que el tipo de cambio peseta/marco se encuentra relacionado con sus determinantes fundamentales. Resulta sorprendente que no se encuentren relaciones dinámicas para los otros dos tipos de cambio analizados. Sin embargo, lo que realmente puede ser importante es que estas relaciones dinámicas para el marco contribuyan a obtener mejoras predictivas del tipo de cambio.

3.4 CAPACIDAD PREDICTIVA DE LOS MODELOS

Tanto el análisis univariante como el bivariante realizados tenían como objetivo principal el proporcionar mejores predicciones que las obtenidas con el simple modelo de paseo aleatorio. Este debería producir las mejores predicciones debido a que el mercado de divisas, como se demostró con anterioridad, se puede considerar como eficiente, hecho que se recoge por el comportamiento de los tipos de cambio como un proceso de paseo aleatorio.

| TABLA 3-9: MEDIDAS DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DE CADA MODELO | | | | | | | |
|--|--------------------------------|--------|--------------------------------|-------|---------------------------------|--------|--|
| (A) MODELO UNIVARIANTES | | | | | | | |
| MODELO | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | | |
| | R.W. | (M-1) | R.W. | (M-7) | R.W. | (M-13) | |
| %PE | | | | | | | |
| 1988.01 | -.828 | -.945 | .237 | .214 | .065 | .000 | |
| 1988.02 | -.748 | -.956 | .531 | .486 | .514 | .383 | |
| 1988.03 | -.203 | -.501 | .910 | .842 | .971 | .775 | |
| 1988.04 | .099 | -.287 | 1.263 | 1.171 | 1.401 | 1.138 | |
| 1988.05 | -.516 | -.988 | 1.439 | 1.325 | 1.179 | .852 | |
| 1988.06 | -1.744 | -2.296 | 1.338 | 1.201 | 1.029 | .638 | |
| 1988.07 | -2.052 | -2.688 | 1.808 | 1.648 | 1.510 | 1.051 | |
| 1988.08 | -1.987 | -2.709 | 1.807 | 1.625 | 1.663 | 1.138 | |
| 1988.09 | -1.937 | -2.745 | 1.957 | 1.752 | 1.826 | 1.235 | |
| 1988.10 | -.610 | -1.515 | 2.049 | 1.821 | 1.954 | 1.296 | |
| 1988.11 | .164 | -.835 | 2.525 | 2.273 | 2.540 | 1.813 | |
| 1988.12 | .207 | -.879 | 3.184 | 2.908 | 3.363 | 2.564 | |
| 1989.01 | -.063 | -1.233 | 4.135 | 3.834 | 4.404 | 3.530 | |
| 1989.02 | .173 | -1.086 | 3.968 | 3.644 | 4.092 | 3.155 | |
| 1989.03 | .302 | -1.045 | 4.241 | 3.894 | 4.083 | 3.080 | |
| 1989.04 | -.002 | -1.432 | 4.462 | 4.092 | 4.283 | 3.211 | |
| 1989.05 | -1.706 | -3.196 | 3.848 | 3.457 | 3.417 | 2.289 | |
| 1989.06 | -1.178 | -2.761 | 4.092 | 3.678 | 3.683 | 2.485 | |
| %RMSE (12) | 1.189 | 2.058 | 1.772 | 1.597 | 1.722 | 1.246 | |
| %RMSE (18) | 1.335 | 2.197 | 3.416 | 3.113 | 3.316 | 2.454 | |

TABLA 3-9: MEDIDAS DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA DE CADA MODELO

(B) MODELOS BIVARIANTES

TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO

| MODELO | (M-19) | (M-20) | (M-21) | (M-22) | (M-23) |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|
| %PE | | | | | |
| 1988.01 | .199 | .199 | .159 | .132 | .071 |
| 1988.02 | .450 | .450 | .370 | .281 | .297 |
| 1988.03 | .774 | .774 | .666 | .665 | .673 |
| 1988.04 | 1.069 | 1.069 | .928 | .848 | .852 |
| 1988.05 | 1.189 | 1.189 | 1.013 | .852 | 1.042 |
| 1988.06 | 1.021 | 1.022 | .822 | .668 | .806 |
| 1988.07 | 1.418 | 1.418 | 1.209 | 1.084 | 1.148 |
| 1988.08 | 1.342 | 1.342 | 1.144 | .898 | .878 |
| 1988.09 | 1.420 | 1.421 | 1.220 | .942 | .931 |
| 1988.10 | 1.456 | 1.443 | 1.242 | .846 | .848 |
| 1988.11 | 1.873 | 1.848 | 1.650 | 1.099 | 1.218 |
| 1988.12 | 2.478 | 2.438 | 2.243 | 1.682 | 1.706 |
| 1989.01 | 3.374 | 3.316 | 3.124 | 2.504 | 2.542 |
| 1989.02 | 3.157 | 3.087 | 2.901 | 2.199 | 2.218 |
| 1989.03 | 3.378 | 3.296 | 3.114 | 2.425 | 2.314 |
| 1989.04 | 3.547 | 3.453 | 3.284 | 2.486 | 2.409 |
| 1989.05 | 2.887 | 2.784 | 2.634 | 1.726 | 1.629 |
| 1989.06 | 3.079 | 2.967 | 2.839 | 1.865 | 1.733 |
| %RMSE(12) | 1.369 | 1.355 | 1.180 | 1.039 | .962 |
| %RMSE(18) | 2.665 | 2.607 | 2.422 | 1.818 | 1.809 |

Nota: R.H. se refiere a la predicción obtenida con el modelo de paseo aleatorio. Definición de los estadísticos:

$$\% PE = \left[\frac{F(t+h) - A(t+h)}{A(t+h)} \right] \cdot 100$$

$$\% RMSE = \left[100 \cdot \sum \frac{(F(t+h) - A(t+h))^2}{nA^2(t+h)} \right]^{1/2}$$

donde A(.) = valor real
 F(.) = predicción
 h = horizonte de predicción (h = 1,2, ..., 12, 18)

Para comparar la capacidad predictiva de cada uno de los modelos se utilizan dos estadísticos definidos en la tabla 3-9 en la que además se recogen los valores de éstos para cada uno de los modelos en el período de predicción que abarca desde enero a diciembre de 1988.

El porcentaje del Error de Predicción (%PE) recoge el error cometido al predecir en cada período mientras que el porcentaje de la raíz del error cuadrático medio (%RMSE) proporciona una medida del error medio cometido en su conjunto.

Tanto para el tipo de cambio peseta/dólar como para el tipo de cambio peseta/franco únicamente podemos comparar los resultados del paseo aleatorio con los obtenidos con el modelo univariante en cada caso. Con respecto al dólar, el modelo univariante (AR(2) con $\phi_1 = 0 + \text{MARZO85}$) produce unas predicciones que en su conjunto no mejoran al paseo aleatorio, siendo incluso las obtenidas con este último las que mejor se ajustan al valor real para cada uno de los meses predichos. Destaca el hecho de que el modelo univariante predice sistemáticamente por debajo del valor real, siendo los errores de predicción mayores a medida que se avanza en el horizonte predictivo.

El caso del tipo de cambio peseta/franco es radicalmente distinto. Los errores de predicción del modelo univariante (paseo aleatorio + DIC82) son siempre menores que los producidos con el paseo aleatorio y, en su conjunto, las predicciones de este último son peores al obtenerse un %RMSE notablemente inferior para el modelo univariante. Por lo tanto, en este caso, la introducción de la variable ficticia DIC82 contribuye de forma muy positiva en la predicción de los valores post-muestrales.

Por lo que respecta al tipo de cambio peseta/marco, la obtención de relaciones dinámicas entre éste y sus determinantes fundamentales presenta un campo de comparación mucho más amplio(4). El primer hecho que conviene destacar es la excelente predicción que se obtiene para el mes de enero con el modelo que relaciona al tipo de cambio con el diferencial de rentas ((M-23)) poniendo de manifiesto la importancia de esta última variable en la explicación del comportamiento inmediato del tipo de cambio. Este hecho también se aprecia por el valor del %RMSE obtenido con este modelo que claramente es el más reducido de todos los obtenidos para el tipo de cambio peseta/marco.

También parece interesante destacar que los modelos dinámicos obtenidos entre el tipo de cambio y los diferenciales de tipos de interés ((M-19) y (M-20)) predicen mejor que el paseo aleatorio (R.W) y el univariante ((M-7)), tanto mes a mes como en su conjunto, certificándose así, la contribución de los diferenciales de tipos de interés a explicar el comportamiento del tipo de cambio.

Los dos últimos resultados interesantes que destacan en las medidas predictivas para los modelos del tipo de cambio peseta/marco presentados en la tabla 3-9 son, por un lado, las pobres predicciones obtenidas con el modelo de paseo aleatorio mejoradas en todo momento por el resto de los modelos y, por otro lado, el hecho de que todos los modelos producen predicciones superiores a los valores reales por lo

(4) Las predicciones para los valores de los inputs en cada una de las funciones de transferencia se han realizado utilizando el modelo univariante de cada uno de los determinantes fundamentales.

que suponen un crecimiento del tipo de cambio superior al que realmente se produce, debido a la debilidad que la moneda alemana mostró con respecto a las principales monedas.

La conclusión fundamental que se puede extraer de estos resultados es que la mayor variabilidad del tipo de cambio peseta/dólar no puede predecirse, confirmando que este tipo de cambio se comporta, a nivel mensual, como un proceso de paseo aleatorio con constante, corroborando los resultados obtenidos en el capítulo anterior. La menor variabilidad de los otros dos tipos de cambio puede explicarse por un proceso de paseo aleatorio con intervención para el caso del franco y por un modelo dinámico con el diferencial de rentas como principal determinante para el caso del tipo de cambio peseta/marco.

3.5 CONCLUSIONES

El análisis presentado en los dos últimos capítulos ha demostrado en una primera fase, que el mercado español de divisas se puede considerar como un mercado eficiente al haberse obtenido evidencia empírica suficiente que así lo certifica. Sin embargo, en una segunda aproximación y sobre la base de una información más amplia, se encontraron relaciones dinámicas entre el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales, produciendo éstas mejores predicciones que el modelo de paseo aleatorio, considerado como el proceso que siguen las variables determinadas en un mercado eficiente. La evidencia empírica no nos reveló la existencia de ningún tipo de relación entre los otros dos tipos de cambio analizados pudiendo deberse a que se consideran datos de fin de mes que podrían estar enmascarando información relevante sobre el comportamiento del mercado. Por este motivo y, debido a que los tipos de cambio se determinan día a día, consideramos imprescindible analizar los datos de los tipos de cambio recogidos con una frecuencia temporal menor, por lo que, en el próximo capítulo, se considerará el análisis de los tres tipos de cambio a nivel diario con el objeto de captar la mayor información posible aportada por estas variables sobre el mercado de divisas español

CAPITULO 4

***Análisis de los Tipos de Cambio Diarios:
Eficiencia, Modelos Univariantes y
Bivariantes. Tests de No Linealidad***

En este capítulo, se aborda el estudio de los datos diarios de los tres tipos de cambio considerados, con el objeto de analizar el efecto que esta menor frecuencia temporal en la medición de los datos puede tener tanto sobre la eficiencia en sentido débil del mercado como sobre el análisis univariante y bivariante de las series. También se estudiará la posible no linealidad de nuestras series, hecho que está tan de moda en el análisis econométrico.

4.1 EFICIENCIA DEL MERCADO DIARIO DE DIVISAS

4.1.1 Conjunto de información con datos diarios

En el segundo capítulo, el análisis de la hipótesis de eficiencia débil del mercado de divisas se realizó utilizando datos recogidos mensualmente, último día de mes, los cuales incorporan un conjunto de información que se puede calificar de reducido, debido a que únicamente se considera, durante todo el período muestral, la información que aporta la cotización del último día de cada mes.

Al estudiar la cotización diaria de las tres monedas objeto del análisis, el conjunto de información se amplía notablemente. No se puede olvidar que el mercado de divisas funciona diariamente y que los agentes participantes en el mismo realizan sus operaciones de compra y venta de divisas utilizando toda la información de la que disponen, otorgando mayor importancia a la última información recibida en el mercado. Por ello, el dato de la cotización diaria incorporará, sino toda, la mayor parte de esa información, siendo, de esta forma, más preciso el análisis de la eficiencia.

4.1.2 Problemas de los datos diarios

Frente al aumento de la información, la utilización de datos diarios plantea ciertos problemas que merece la pena resaltar. Por un lado, en la mayor parte de las series financieras, surge la duda de que dato se debe considerar. Frente a las operaciones bursátiles, en las cuales se dispone de datos de las cotizaciones y de las negociaciones minuto a minuto, e incluso al segundo, (Llorente (1990)), en nuestro caso, la elección del dato a considerar no planteaba demasiados problemas, debido a las características y funcionamiento del mercado español de divisas al contado (1), en el cual las empresas y particulares tienen vedada su participación. Los agentes que acuden a este mercado son el Banco de España y las llamadas entidades delegadas, que engloban a la práctica totalidad de los Bancos y Cajas de Ahorro además de alguna cooperativa de crédito. En este mercado, cuya actividad se desarrolla en Madrid desde primera hora de la mañana hasta bien entrada la tarde, durante todos los días hábiles de la semana, las entidades delegadas negocian todas las divisas convertibles, comprándolas o vendiéndolas entre sí, a otros bancos extranjeros o al Banco de España que,

(1) Las operaciones al contado o spot son aquellas en las que las partes convienen la transacción al tipo de cambio vigente en el mercado el día de la operación. La entrega de la divisa y su pago se efectúa dos días hábiles después, por razones de tramitación, como es práctica bancaria internacional.

desde febrero de 1988, actua en el mercado con carácter discrecional para regular el tipo de cambio.(2)

A mediodía, el mercado se centra en el denominado "Mercado Oficial de Divisas al Contado", cuya función consiste en determinar el tipo de cambio oficial o "fixing" de cada divisa. A este mercado acuden unas 40 entidades delegadas y los representantes del Banco de España, con el objeto de determinar los fixing del día de las 19 divisas convertibles que cotizan en Madrid y del E.C.U. Comenzando con el dólar y siguiendo con las monedas de la C.E.E., se van determinando los fixing de cada divisa que es el cambio medio ponderado de las operaciones anotadas.(3)

Una vez establecidos los fixing para cada una de las monedas que cotizan en el mercado de divisas español, el Banco de España fija un porcentaje (alrededor del 1,25 por mil) por el cual se disminuye e incrementa el fixing para calcular los cambios oficiales comprador y vendedor que las entidades utilizan con sus clientes, estableciéndose así un

(2) Con anterioridad a esa fecha, el Banco de España fijaba unos precios de intervención a los cuales se comprometía a comprar o vender en cualquier momento y cualquier cantidad solicitada.

(3) Hasta el mes de febrero de 1988, todas las divisas se negociaban contra dólares y sus fixing correspondientes se calculaban de modo similar al del dólar, pero, en este caso, cruzando el fixing divisa/dólar con el dólar/peseta. Sin embargo, actualmente todas las divisas cotizan en pesetas.

límite mínimo y máximo dentro del cual se puede operar con un valor de dos días hábiles.

De lo anteriormente descrito, se deduce que únicamente se podían utilizar dos tipos de datos, el fixing y los cambios oficiales comprador-vendedor para cada una de las monedas consideradas. Debido a que estos últimos se calculan sobre la base del primero y a que ambos datos recogen la evolución de un día para otro del tipo de cambio, decidimos utilizar el fixing establecido, para cada una de las monedas, al final de la sesión del Mercado Oficial de Divisas al Contado, datos facilitados por el Area de Estadísticas del Servicio de Estudios del Banco de España.

El segundo problema que plantea la utilización de datos diarios es la elección del período muestral a considerar. En este tipo de mercado, la información circula a gran velocidad y los agentes plantean sus estrategias sobre la base de la información más reciente. De esta forma, atribuyen mayor importancia a los últimos acontecimientos que a lo ocurrido años atrás, lo que nos llevó a considerar únicamente un año y un mes de cotizaciones diarias (283 observaciones), muestra que abarca desde el 2 de noviembre de 1987 hasta el 30 de noviembre de 1988, evitando así recoger el fuerte impacto que se produjo en octubre de 1987 tanto en las bolsas mundiales como en la cotización de las principales monedas como consecuencia del 'crash' bursátil.

Finalmente, otro problema que surge al utilizar datos diarios es la presencia de numerosos comportamientos atípicos en las series, la mayor parte de ellos relacionados con las intervenciones de los bancos centrales en los mercados de divisas. Desde 1985, año en el que se inició la depreciación del dólar, la estabilidad cambiaria se ha convertido en

uno de los principales objetivos del Grupo de los siete países más industrializados del mundo (G-7 a partir de ahora) que, con sus comunicados oficiales al final de cada reunión, orientan a los agentes en sus actuaciones. Por ello, cuando la cotización de las principales monedas (Dólar, Yen y Marco) se aparta de sus objetivos, los bancos centrales intervienen masivamente en los mercados de cambios, con el objeto de restablecer el orden dictado por el G-7. Estas actuaciones provocan variaciones fuertes y bruscas de las divisas durante varios días, y constituyen una fuente importante de valores atípicos que distorsionan el funcionamiento normal del mercado. Otra fuente de los valores atípicos es la actuación del Banco de España que interviene como un agente más en el mercado de divisas español. Durante el período que nos ocupa, las autoridades económicas, en su lucha contra la inflación, desarrollaron una política monetaria muy restrictiva, con tipos de interés muy elevados que provocaron entradas masivas de capital extranjero buscando beneficiarse del diferencial de tipos de interés con el resto de los países. Esto generó presiones apreciadoras de nuestra moneda, que tuvo que frenar el Banco de España mediante continuas intervenciones (compras) en el mercado de divisas lo que provocó un incremento considerable del volumen de reservas. De nuevo, todos estos acontecimientos generaron inestabilidad, traducida en la aparición de valores atípicos que deberán tratarse.

4.1.3 Estudio de la eficiencia del mercado diario de divisas

Para llevar a cabo el estudio de la eficiencia del mercado diario de divisas, se utilizan los mismos contrastes que en el caso mensual. Unicamente no se ha realizado el análisis bayesiano con la distribución a priori natural conjugada debido a la necesidad de considerar un valor a priori

para el parámetro α (véase cap. 2, pág.61). En el análisis mensual, se utilizó la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo, considerándose que α representaría la depreciación media de nuestra moneda ligada al diferencial de precios existente entre España y el país externo. Sin embargo, en el análisis de los datos diarios, no se disponen de los valores de los índices de precios diarios para ninguno de los países considerados ni de algún indicador de inflación diario, por lo que se pensó en la posibilidad de utilizar la teoría de la Paridad Descubierta de Intereses como una medida de la apreciación o depreciación de la peseta. De nuevo, se plantearon problemas adicionales: ¿que tipo de interés se debía utilizar, el tipo de interés del mercado interbancario en los mercados nacionales o el tipo de interés de los eurodepósitos? y este tipo de interés ¿debería ser a un día, a un mes, a tres meses o a seis meses?. Ante esta indecisión y debido a que se utiliza una batería importante de contrastes, se decidió realizar el análisis de la eficiencia sobre la base de los once primeros tests, cuyo desarrollo teórico se presenta en el apéndice A.

| TABLA 4-1: RESUMEN TESTS DE EFICIENCIA - DATOS DIARIOS | | | |
|--|--------------|--------------|---------------|
| | PESETA/DOLAR | PESETA/MARCO | PESETA/FRANCO |
| TESTS CLASICOS | | | |
| B-L | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| Whittle | ACEPTA | RECHAZA | RECHAZA |
| Harvey | RECHAZA | ACEPTA | ACEPTA |
| %RMSE | RECHAZA | RECHAZA | RECHAZA |
| AIC | RECHAZA | RECHAZA | RECHAZA |
| S(p,q) | ACEPTA | ACEPTA | RECHAZA |
| Dickey- Fuller | ACEPTA | RECHAZA | RECHAZA |
| Evans - Savin | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| Nankervis- Evans | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| TESTS BAYESIANOS | | | |
| HPD | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |
| POR con difusa | ACEPTA | ACEPTA | ACEPTA |

Como se puede apreciar en la tabla 4-1, en la que se recoge el comportamiento de los contrastes realizados para analizar si nuestros tipos de cambio se comportan como procesos de paseo aleatorio, el criterio de Akaike, al igual que en el análisis mensual, nos indica en todos los casos el rechazo de la hipótesis nula. Debido a su inconsistencia y a su tendencia a favorecer modelos autorregresivos sobreparametrizados, este criterio nos conduce a la elección de modelos autorregresivos de orden elevado para los tres tipos de cambio: un AR(4) con constante para los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco y un AR(3) con constante para el tipo de cambio peseta/marco. Los resultados de los tests así

como las estimaciones de los modelos considerados se recogen en el apéndice E.

Por lo que respecta al resto de los contrastes, en el caso del tipo de cambio peseta/dólar, sóloamente los dos tests de carácter predictivo, el test de Harvey y el %RMSE, nos indican el rechazo del paseo aleatorio, inclinándose ambos contrastes por el modelo ARMA(1,1) con constante. Esto nos podría estar indicando que la cotización diaria del tipo de cambio peseta/dólar se puede predecir utilizando este modelo. Conviene destacar que, en el análisis de la eficiencia con datos mensuales, estos dos contrastes no rechazaban la hipótesis de paseo aleatorio, lo que subrayaba la imposibilidad de predecir el valor mensual del tipo de cambio peseta/dólar sobre la base de la información incluida en el pasado de la serie, hecho posteriormente contrastado al realizar las predicciones con el modelo univariante. Queda finalmente por resaltar que el resto de los contrastes realizados sobre este tipo de cambio en el análisis diario apunta hacia la aceptación del modelo de paseo aleatorio por lo que podemos concluir que la cotización diaria del dólar frente a la peseta en el mercado español de divisas se establece de forma bastante eficiente.

Por lo que respecta al tipo de cambio peseta/marco, se rechaza la hipótesis de paseo aleatorio en los contrastes de Whittle, %RMSE y Dickey-Fuller, además del criterio de Akaike anteriormente señalado. Mientras que el test de Whittle se inclina por los modelos autorregresivos de órdenes 3 y 4, el %RMSE señala al modelo ARMA(2,1) como mejor predictor del comportamiento del tipo de cambio peseta/marco. Por su parte el contraste de Dickey-Fuller rechaza la presencia de una raíz unitaria, inclinándose por la

introducción de un componente tendencial además del parámetro autorregresivo de primer orden. (véase apéndice E).

Finalmente, los resultados del análisis para el tipo de cambio peseta/franco son similares a los comentados para el caso del marco. El test de Whittle se inclina también hacia la elección de modelos autorregresivos de órdenes 3 y 4 y hacia el modelo ARMA(1,1) con constante. Este último modelo es el que sugieren tanto el criterio de Schwarz como el $\%RMSE$ por lo que podría pensarse que el modelo ARMA(1,1), además de producir un buen ajuste, genera buenas predicciones de las cotizaciones diarias del tipo de cambio peseta/franco.

Si comparamos estos resultados para el análisis diario (tabla 4-1) con los obtenidos en el análisis mensual (tablas 2-7 y 2-10) podemos concluir que la evidencia empírica nos conduce a la verificación de la eficiencia en sentido débil del mercado de divisas español tanto a nivel mensual como a nivel diario. Sin embargo, conviene destacar que, en este último caso, se rechaza la hipótesis de paseo aleatorio en 4 y 5 ocasiones para los tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco, mientras que en el análisis mensual únicamente ocurría esto en 3 y 1 ocasiones respectivamente. Esto nos podría estar indicando que la mayor información contenida en los datos diarios (intervenciones de los bancos centrales, shocks en los mercados causados por causas externas (Conflicto del Golfo) etc..) puede generar ciertas ineficiencias de forma que la cotización diaria de estos dos tipos de cambio no se establezca de forma totalmente eficiente. Recuérdese que la moneda española se incorporó al mecanismo de cambios fijos del Sistema Monetario Europeo en junio de 1989 por lo que no es de extrañar que el Banco de España interviniese tiempo antes en el mercado de divisas

con el objeto de mantener la peseta dentro de unos límites estables, generando de esta forma ineficiencias que, naturalmente, son recogidas por los datos. Esto puede ocasionar que algunos de los contrastes realizados se vean afectados por estos hechos, rechazando la hipótesis de paseo aleatorio, por lo que parece conveniente realizar el examen de los datos antes de centrarnos en el análisis univariante y bivariente.

4.2 ANALISIS DE LOS DATOS DIARIOS

Como se comentó anteriormente, el período objeto del estudio abarca desde el 2 de noviembre de 1987 hasta el 30 de noviembre de 1988, lo que supone la utilización de una muestra de 283 observaciones diarias. Comprende las cotizaciones de todos los días del período analizado (excepto sábados y domingos) por lo que los valores para los días en que no hubo cotización por ser festivo fueron reemplazados por el dato del fixing del día hábil inmediatamente anterior.

4.2.1 Análisis gráfico de los datos

4.2.1.1 Tipo de cambio peseta/dólar

La evolución del tipo de cambio peseta/dólar (presentada en el gráfico 4.1) estuvo marcada, según todos los expertos, por una mayor estabilidad que la mantenida durante el año 1987. Podemos distinguir, sin embargo, a partir de la inspección visual del gráfico, ciertos comportamientos claramente diferenciados. Desde el comienzo de la muestra hasta el mes de enero, la

Grafico 4.1: Tipo de cambio peseta/dolar.

Periodo: 2/11/87 a 30/11/88

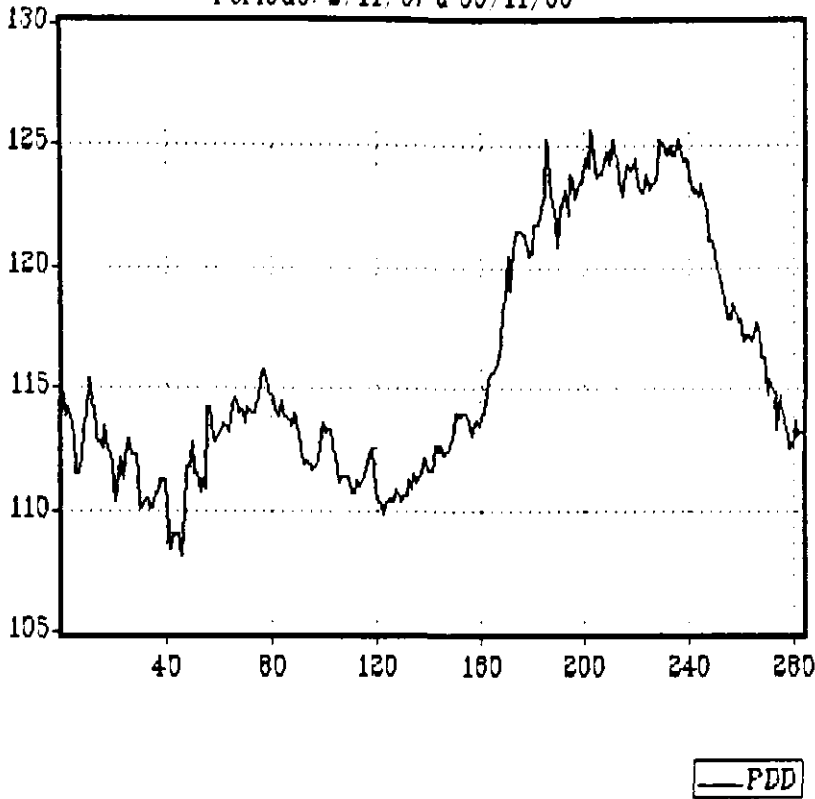
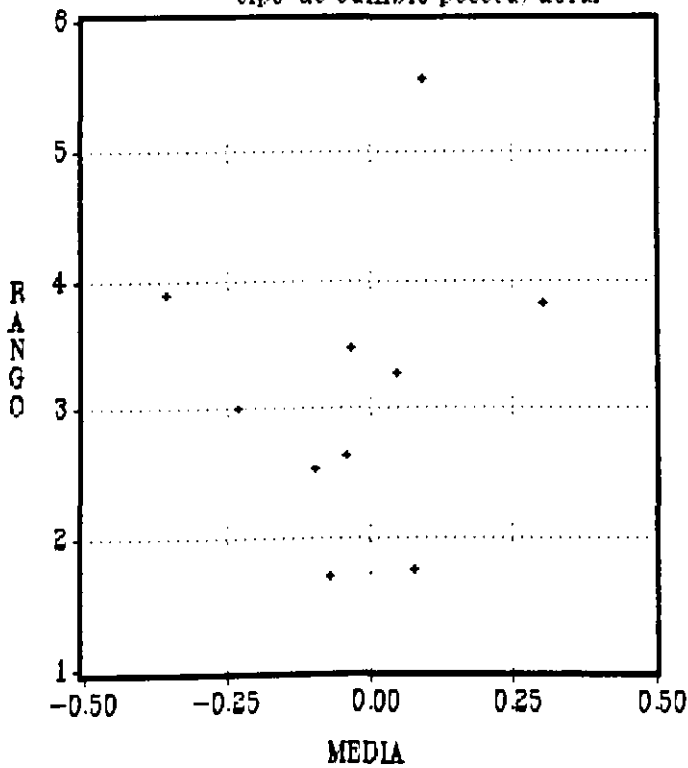


Grafico 4.2: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/dolar



evolución del tipo de cambio peseta/dólar se caracteriza por la continua depreciación de la moneda estadounidense en todos los mercados, cuya causa fundamental se encuentra en las tensiones depreciadoras del dólar desde el 'crash' bursátil de octubre de 1987. Estas presiones se vieron alentadas en diciembre al publicarse la cifra del déficit comercial estadounidense correspondiente a octubre, cifra que arrojaba un aumento considerable con respecto al déficit del mes de septiembre. Esta tendencia depreciadora del dólar cambia radicalmente al alcanzar, en enero de 1988, un acuerdo los llamados '3 grandes' (RFA, EE.UU, y Japón) para estabilizar el dólar que, además, se ve fortalecido por el apoyo de los bancos centrales que intervienen masivamente en el mercado y por las buenas noticias sobre la disminución del déficit comercial norteamericano en el mes de noviembre. Todo esto generó un clima de confianza en el mercado que favoreció la demanda de dólares. Desde mediados de febrero y hasta finales de abril, las elevaciones de los tipos de interés con motivo de una política monetaria restrictiva llevada a cabo por las autoridades económicas españolas provocan fuertes presiones apreciadoras de la peseta. El aumento de los diferenciales de tipos de interés respecto al exterior genera fuertes entradas de capital extranjero que absorbe el Banco de España interviniendo en el mercado. En el período comprendido entre los meses de abril y septiembre, se produce un cambio en la tendencia de la serie, cuyo origen se encuentra en una continua disminución de los tipos de interés españoles apoyada por el Banco de España, buscando reducir las presiones alcistas de la peseta. Al continuar la entrada de capital extranjero a corto plazo, las autoridades monetarias adoptaron medidas para limitar la toma de

préstamos en divisas, lo que provoca una depreciación de la peseta. Al mismo tiempo, el dólar empieza a apreciarse en todos los mercados debido al clima de confianza existente originado por las reducciones del déficit comercial estadounidense. Tras la reunión del grupo de los 7 celebrada a finales de septiembre, se inaugura un período caracterizado por la ejecución de políticas monetarias restrictivas a nivel internacional con las consiguientes elevaciones de los tipos de interés y la depreciación del dólar en todos los mercados. La aparición de presiones alcistas en los precios españoles provoca un nuevo aumento de los tipos de interés internos que generaron a su vez presiones al alza de la peseta debido a la entrada de capital extranjero. Aunque el Banco de España intenta devolver la calma al mercado interviniendo masivamente, la peseta continua apreciándose.

La evolución del tipo de cambio peseta/dólar, caracterizada por continuas apreciaciones y depreciaciones, nos llevó a tomar una diferencia de primer orden con el objeto de conseguir la estacionariedad en media de la variable. El diagrama rango-media (gráfico 4.2), construido para analizar la estacionariedad en varianza de nuestra serie, indica la necesidad de realizar una transformación en los datos, optándose por la logarítmica. De este modo, la variable resultante, $((1-B)\ln(S_t))$ representará las tasas de variación del tipo de cambio peseta/dólar.

4.2.1.2 Tipo de cambio peseta/marco

La evolución del tipo de cambio peseta/marco (gráfico 4.3) presenta un comportamiento diferente al

Grafico 4.3: Tipo de cambio peseta/marco.

Periodo: 2/11/87 a 30/11/88

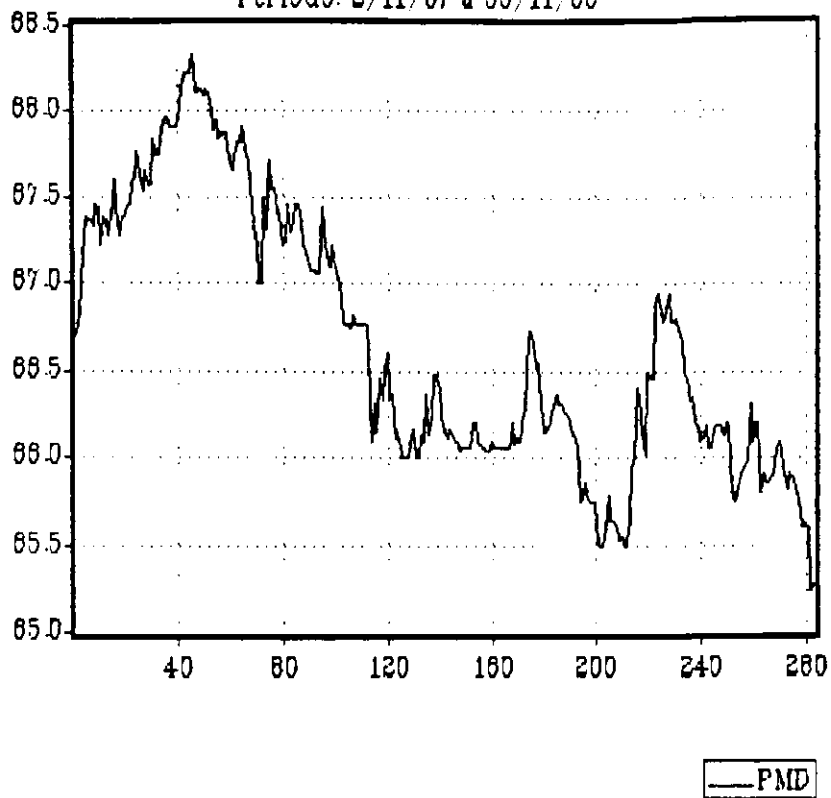


Grafico 4.4: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/marco

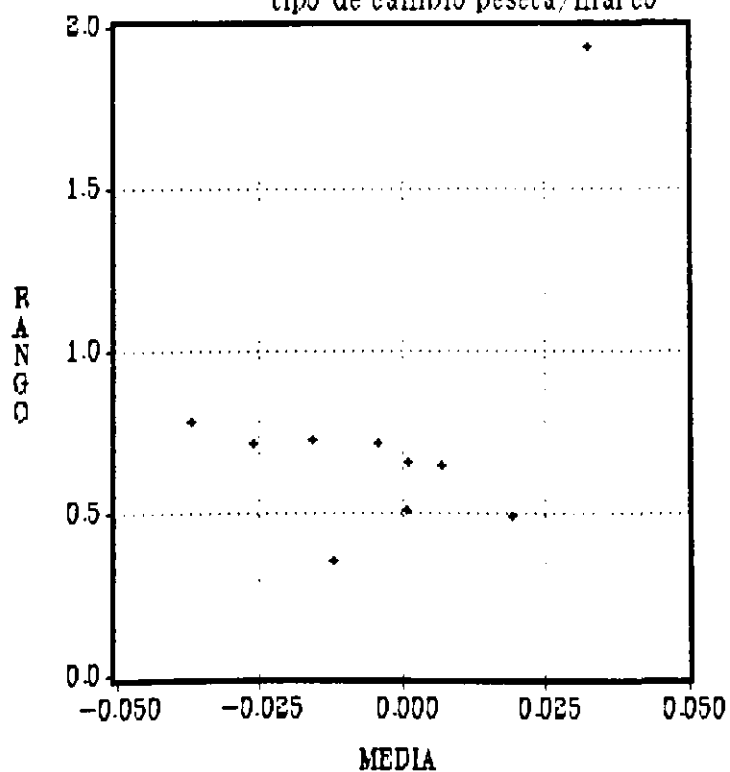


Grafico 4.5: Tipo de cambio peseta/franco.

Periodo: 2/11/87 a 30/11/88

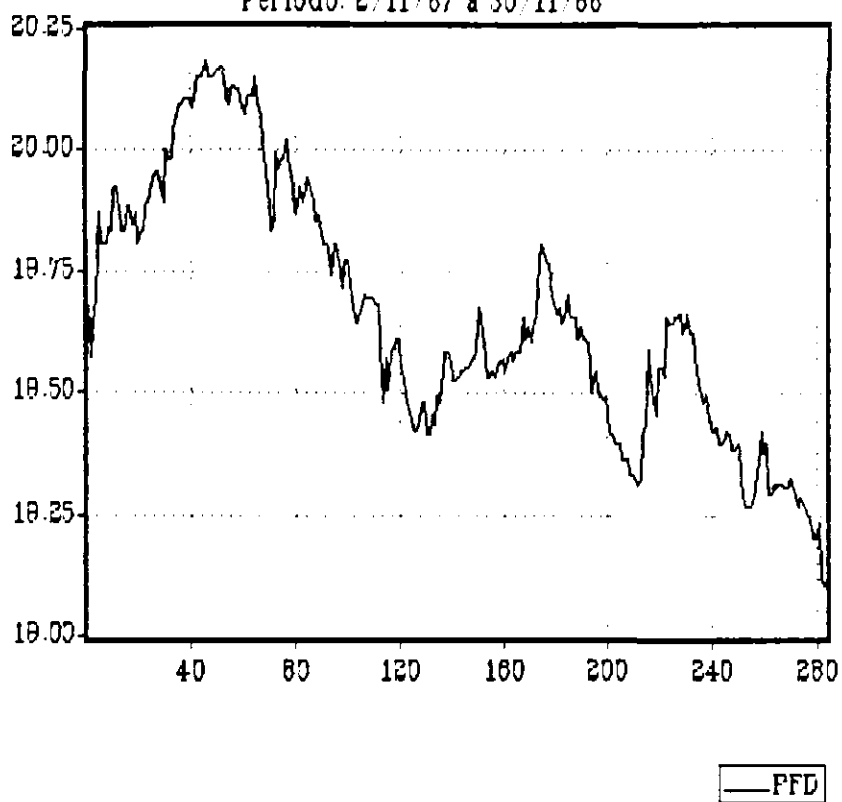
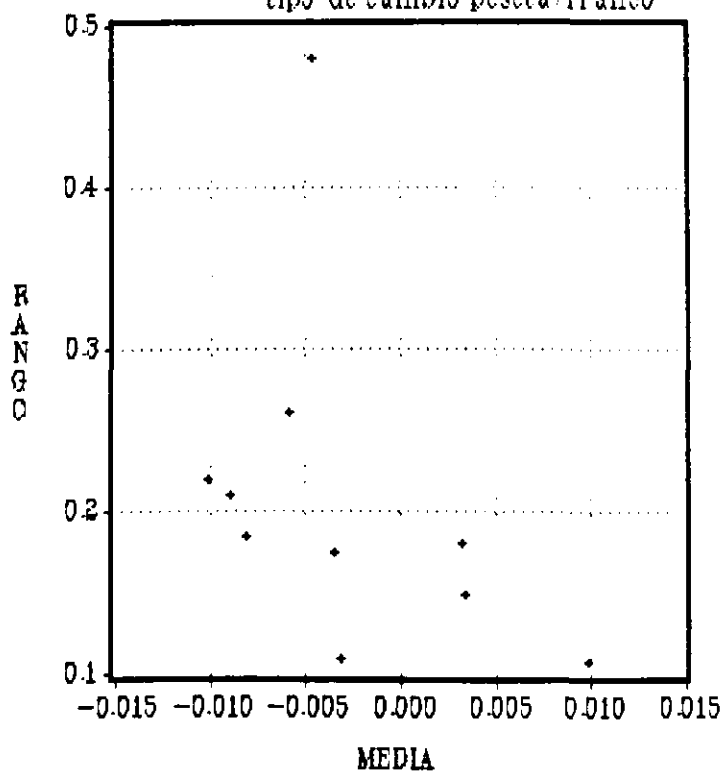


Grafico 4.6: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/franco



del tipo de cambio peseta/dólar. Después de una clara apreciación del marco, causada por la desconfianza de los operadores en el dólar, se inicia, a principios de enero, una tendencia depreciadora de la divisa alemana que finaliza en abril, causada por las tensiones favorables a la peseta cuyo origen se encuentra en los elevados tipos de interés españoles. Tras un período de relativa estabilidad durante los meses de mayo y junio, la fortaleza del dólar mostrada en los dos meses siguientes provoca la debilidad de las divisas de los países de la C.E.E. que elevan sus tipos de interés con el objetivo de fortalecer sus monedas frente al dólar. Como consecuencia de esta medida, el marco sufre presiones apreciadoras durante el mes de septiembre, generándose tensiones en el S.M.E. que afectan seriamente al franco francés. Finalmente, los meses de octubre y noviembre se caracterizan por la debilidad del marco frente a la fortaleza de la peseta, ésta última causada por las elevaciones de los tipos de interés españoles anteriormente comentada.

Del comportamiento descrito se deduce claramente que la serie del tipo de cambio peseta/marco no es estacionaria en media, siendo necesaria una diferencia de primer orden. Por lo que respecta a la estacionariedad en varianza, el diagrama rango-media (gráfico 4.4) no sugiere transformación alguna en los datos, a excepción de un valor elevado, causado probablemente por alguno de los numerosos valores atípicos que presenta la serie y que analizaremos posteriormente.

4.2.1.3 Tipo de cambio peseta/franco

El comportamiento del tipo de cambio peseta/franco (gráfico 4.5) presenta evidentes similitudes con el correspondiente al del tipo de cambio peseta/marco debido al papel dominante que este último tiene en el S.M.E. El único comportamiento algo diferente se encuentra a finales de agosto y principios de septiembre, momentos en los que la fortaleza del marco frente al dólar provoca tensiones en el S.M.E. generando fuertes pérdidas de valor del franco. Las intervenciones coordinadas de los bancos centrales de los países miembros del sistema para frenar la fortaleza del marco, junto con la reunión del grupo de los 7 a finales de septiembre, tranquilizó las tensiones dentro del S.M.E., en el seno del cual se llegó incluso a sugerir un realineamiento de paridades con el objeto de eliminar las presiones contra el franco francés.

En otro orden de cosas, la evidente no estacionariedad en media que presenta esta serie nos llevó a tomar primeras diferencias mientras que el diagrama rango-media, presentado en el gráfico 4.6, no indica la necesidad de realizar transformación alguna en los datos para conseguir la estacionariedad en varianza de nuestra variable.

4.2.2 Análisis estadístico de los datos

Como se comentó anteriormente, la mayor parte de las series económicas presentan la necesidad de modelizar comportamientos atípicos de las variables. La utilización de datos a nivel diario agrava este problema, exhibiendo un mayor número de valores atípicos que distorsionan fuertemente

TABLA 4-2: VALORES ATÍPICOS DE LOS TIPOS DE CAMBIO

| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
|---------------------------------|-------------------|--|
| A) TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | |
| 11/12/87 | D1287 | Fuerte depreciación por ampliación déficit comercial EE.UU. de octubre. |
| 25/12/87 | D2887 | Fuerte depreciación del dólar tras el anuncio del G-7 de defender al dólar. |
| 6/1/88 | E688 | Acuerdo de los '3 grandes' para estabilizar el dólar. Intervenciones Bancos Centrales. |
| 18/1/88 | E1888 | Fuerte apreciación dólar por reducción déficit comercial EE.UU. de noviembre. |
| 18/7/88 | J1888 | Apreciación dólar por la cifra del déficit comercial EE.UU.. Mejor de la esperada. |
| B) TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | |
| 14/12/87 | D1487 | Apreciación marco por desconfianza en el dólar por ampliación déficit comercial. |
| 10/2/88 | | |
| 12/2/88 | FEB88 | Aprobada la reforma de la C.E.E. Apreciación marco y franco. |
| 11/3/88 | M1188 | Fuerte apreciación libra esterlina transmitida al S.M.E.. |
| 7/4/88 | A788 | Depreciación del marco por la apreciación de la libra esterlina. |
| 12/4/88 | A1288 | Disminución tipos de interés ingleses. Apreciación del marco. |
| 30/6/88 | J3088 | Bundesbank eleva la tasa de descuento e interviene vendiendo dólares. |
| 28/7/88 | J12888 | Fortaleza del dólar provoca debilidad marco. Intervención Bundesbank en el mercado. |
| 25/8/88 | | |
| 29/8/88 | AG088 | Súbida tipos de interés europeos. Apreciación marco. |
| 2/9/88 | | |
| 7/9/88 | SEP88 | Apreciación marco por debilidad dólar. Tensiones en el S.M.E. |
| 18/10/88 | O1888 | Banco central francés eleva la tasa de intervención. Depreciación del marco. |
| 27/10/88 | O2788 | Banco España mantiene los tipos de interés. Inversores deshacen posiciones. |
| 2/11/88 | N288 | Banco de Japón y de R.P.A. apoyan dólar. Marco se aprecia frente el dólar. |
| C) TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | | |
| 6/11/87 | N688 | Problemas en el S.M.E. por la distancia entre el franco y el marco. |
| 14/12/87 | D1487 | Apreciación franco por desconfianza en el dólar por ampliación déficit comercial. |
| 10/2/88 | | |
| 12/2/88 | FEB88 | Aprobada reforma de la C.E.E.. Apreciación franco y marco. |
| 7/4/88 | A788 | Depreciación franco por apreciación libra esterlina. Tensiones en S.M.E. |
| 30/6/88 | J3088 | Elevación tipos de interés europeos. Apreciación monedas C.E.E. |
| 29/8/88 | AG2988 | Retroceso dólar por súbida tipos interés europeos. Apreciación franco. |
| 2/9/88 | | |
| 7/9/88 | SEP88 | Fuertes fluctuaciones franco por intervención banco central francés en el mercado. Tensiones en S.M.E. |

las medidas descriptivas de las series. Por ello, como señalan Chang y Tiao (1983), es importante poder identificar estas intervenciones así como eliminar sus efectos sobre las observaciones con el objeto de lograr un mejor conocimiento de la estructura de la serie.

Las tres variables que estamos considerando a lo largo del presente estudio presentan numerosos valores atípicos, cuyas causas presentamos en la tabla 4-2. Con el objeto de estudiar los efectos de estos comportamiento atípicos, consideramos el examen de los principales estadísticos así como de las funciones de autocorrelación simple y parcial de dos tipos de datos: por un lado, las series de los tipos de cambio con las transformaciones sugeridas anteriormente y por otro lado, las series de los tipos de cambio que llamaremos 'intervenidas', resultantes de la intervención de los valores atípicos, cuyas causas son conocidas, valores todos ellos que superaban los límites ± 3 veces la desviación estándar.

4.2.2.1 Medidas estadísticas

Entre las medidas estadísticas analizadas en esta sección, destacan los coeficientes de asimetría y de curtosis, estadísticos que se han revelado de gran utilidad a la hora de analizar la posible no linealidad de las series, sobre todo diarias y semanales. (véase por ejemplo, entre otros, Boothe y Glassman (1987), Hsieh (1988) y Baillie y Bollerslev (1989)). Un elemento representativo de las serie no lineales es el carácter leptocúrtico de las variables, al presentar distribuciones con las colas más gruesas ('fat tailed distributions') y una concentración en la frecuencia central mayor que la correspondiente a la distribución normal,

usándose para analizar estas características, por un lado, el coeficiente de curtosis, que indica si la serie sigue o no una distribución normal debido a que señala como se reparte la masa de probabilidad en la distribución, y por otro, el coeficiente de asimetría, que mide las desviaciones de la distribución de la variable con respecto a una distribución simétrica.(4) Sin embargo, Taylor (1986) pone de manifiesto que estos estadísticos se ven seriamente afectados por la presencia de valores atípicos en las series, por lo que en muchas ocasiones se pueden aceptar modelos no lineales sobre la base de los coeficientes de curtosis y de asimetría, mientras que las series pueden ser satisfactoriamente caracterizadas por modelos lineales con la intervención de los valores atípicos existentes.

Con el objeto de evitar este posible problema, realizamos el análisis de nuestras series, por un lado, sin tener en consideración la presencia de valores atípicos y, por otro lado, las series resultantes del análisis de intervención de las observaciones que sobrepasaban los límites $\pm 3\sigma$. Los histogramas para cada una de estas variables aparecen recogidos en el apéndice F, en los cuales la línea de puntos representa el comportamiento de una variables normal con media y desviación estándar iguales a las de la variable analizada.

(4) Una discusión interesante sobre estos estadísticos puede encontrarse en Friedman y Vandersteel (1982).

TABLA 4-3: MEDIDAS ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS TIPOS DE CAMBIO SIN INTERVENIR

| | $S_{t,\$}$ | $S_{t,DM}$ | $S_{t,FF}$ |
|---------------------|------------------------|------------|------------|
| MEDIA | $-4.822 \cdot 10^{-5}$ | $-.0050$ | $-.0020$ |
| VARIANZA | $3.822 \cdot 10^{-5}$ | $.0181$ | $.0017$ |
| DESVIACION ESTANDAR | $.0062$ | $.1345$ | $.0409$ |
| COEF. DE VARIACION | -125.4280 | -26.8117 | -20.2592 |
| COEF DE ASIMETRIA | $.4152$ | $.4637$ | $.5785$ |
| COEF DE CURTOSIS | 2.2354 | 2.3910 | 2.6525 |
| MINIMO | $-.0195$ | $-.4850$ | $-.1200$ |
| MEDIANA | $.0000$ | $.0000$ | $.0000$ |
| MAXIMO | $.0302$ | $.4900$ | $.1800$ |
| RANGO | $.0497$ | $.9750$ | $.3000$ |

Definición de las variables:

$s_{t,\$} = (1-B) \ln(S_{t,\$})$; $S_{t,\$}$ = tipo de cambio peseta/dólar

$s_{t,DM} = (1-B) S_{t,DM}$; $S_{t,DM}$ = tipo de cambio peseta/marco

$s_{t,FF} = (1-B) S_{t,FF}$; $S_{t,FF}$ = tipo de cambio peseta/franco

TABLA 4-4: MEDIDAS ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS TIPOS DE CAMBIO INTERVENIDOS

| | S t, \$ | S t, DM | S t, FF |
|------------------------|------------------------|------------|------------|
| MEDIA | -.0002 | -.0142 | -.0049 |
| VARIANZA | 2.996.10 ⁻⁵ | .0099 | .0012 |
| DESVIACION ESTANDAR | 5.473.10 ⁻³ | .0994 | .0342 |
| COEF. DE VARIACION | -26.5305 | -7.0188 | -7.0330 |
| COEF. DE ASIMETRIA | .0563 | -.0982 | -.2679 |
| COEF. DE CURTOSIS | .4798 | .9248 | .9335 |
| MINIMO | -.0154 | -.3600 | -.1200 |
| MEDIANA | .0000 | .0000 | .0000 |
| MAXIMO | .0149 | .3450 | .0950 |
| RANGO | .0303 | .7050 | .2150 |

Las intervenciones realizadas para cada una de las variables son las que aparecen definidas en la tabla 4-1.

Las tablas 4-3 y 4-4, que recogen las medidas descriptivas para cada variable, nos permiten destacar el reducido valor medio de las series tanto sin intervenir como intervenidas, indicándonos que las variaciones de un día para otro en los tres tipos de cambio considerados no son, en media, muy elevadas. A esto se une la importante disminución que se aprecia tanto en el coeficiente de variación como en la varianza al considerar las series intervenidas, destacando la fuerte reducción de la varianza en el caso del marco (un 55%) y la fuerte reducción del coeficiente de variación experimentada en los tres tipos de cambio, disminución que, en los todos los casos, se encuentra en torno al 75%.

Por lo que respecta al coeficiente de asimetría, los tres tipos de cambio sin intervenir presentan asimetría hacia la derecha, produciéndose una reducción importante en este coeficiente al considerar las series intervenidas, destacando, por un lado, los reducidos valores obtenidos para los casos peseta/dólar y peseta/marco, siendo este último asimétrico hacia la izquierda y, por otro lado, el cambio de la asimetría en el caso del franco, pasando a ser asimétrico hacia la izquierda. La reducción del coeficiente en este caso no es tan importante pudiendo concluir que el tipo de cambio peseta/franco intervenido presenta una distribución algo asimétrica hacia la izquierda mientras que los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/marco se puede considerar que tienen una distribución prácticamente simétrica.

El análisis del coeficiente de curtosis presenta también importantes cambios al considerar los dos tipos de datos. Se podría concluir que las series no interve-

nidas son leptocúrticas, presentando distribuciones con colas 'gruesas' (véase histograma en apéndice F) así como coeficientes de curtosis claramente distintos de cero (5). Sin embargo, este coeficiente se aproxima a 0 cuando se calcula para las variables intervenidas, reduciéndose significativamente en los tres casos, siendo el tipo de cambio peseta/dólar la variable cuya distribución más se aproxima a la normal.

Finalmente, la modelización de los valores atípicos también reduce significativamente, como era de esperar, el rango de los tres tipos de cambio.

A partir de estas consideraciones se aprecia claramente que la modelización de los valores atípicos es, en nuestro caso, fundamental debido a las importantes diferencias que se generan en las medidas estadísticas consideradas.

4.2.2.2 Funciones de autocorrelación

(5) El coeficiente de curtosis aquí utilizado viene definido por la expresión:

$$K = \frac{1}{n-1} \Sigma (x_t - \mu)^4 / S^4 - 3$$

$$\text{siendo } S^2 = 1/(n-1) \Sigma (x_t - \mu)^2$$

de forma que un valor de $K=0$ nos estaría indicando la normalidad de nuestra variable. Siempre que K no sea nulo, la distribución de la variable se desvía de la distribución normal.

La existencia de valores atípicos puede distorsionar las funciones de autocorrelación, tanto simple como parcial, provocando, en muchas ocasiones, la identificación de modelos con errores de especificación. De hecho, Guttman y Tiao (1978), Miller (1980) y Chang (1982) demostraron que la existencia de valores atípicos puede causar importantes sesgos en la estimación de los coeficientes de las funciones de autocorrelación tanto simples como parciales (a partir de ahora las denominaremos ACF y PACF respectivamente), así como en la estimación de los parámetros de cualquier modelo ARMA. Los efectos de estos sesgos, estudiados por Chang (1982) para la ACF y la PACF y por Tsay (1984) para la función de autocorrelación extendida (EACF), dependen del número, del tipo, de la magnitud y de la posición relativa de los valores atípicos, pudiendo causar, en muestras pequeñas o de tamaño moderado, la identificación de modelos infra- o sobre-parametrizados por lo que puede quedar comprometida seriamente la utilización de estas funciones como herramientas de identificación.

Por tanto, Tsay (1986) sugiere que la estrategia a seguir debe consistir en buscar las causas que provocaron la existencia de esos valores atípicos, identificar el modelo de series temporales sobre la serie intervenida y estimar conjuntamente el modelo identificado y los efectos de los valores atípicos introduciendo, de esta forma, la información a priori de las perturbaciones, pudiéndose reducir la posibilidad de infra- o sobre-parametrización.

Gráfico 4.8: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/dólar intervenido (en diferencias de logaritmos)

TIME PERIOD ANALYZED 1 TO 282
 NAME OF THE SERIES DLPDDI
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0055
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0002
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0003
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.6341

1- 12 -.08 .11 -.07 .01 -.06 .06 -.01 .07 -.01 .12 -.01 .04
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q 1.8 5.1 6.4 6.5 7.5 8.4 8.4 9.7 9.7 14.0 14.0 14.5

13- 24 -.01 -.00 .06 .04 .00 .08 -.04 -.03 -.03 .07 -.06 .02
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q 14.5 14.5 15.7 16.0 16.0 17.8 18.4 18.7 18.9 20.5 21.5 21.6

-1.0 .8 .6 .4 .2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+

1 -.08 +XXI +
 2 .11 + IXXX
 3 .07 +XXI +
 4 .01 + I +
 5 -.06 + XI +
 6 .06 + IX +
 7 -.01 + I +
 8 .07 + IXX+
 9 -.01 + I +
 10 .12 + IXXX
 11 -.01 + I +
 12 .04 + IX +
 13 -.01 + I +
 14 .00 + I +
 15 .06 + IXX+
 16 .04 + IX +
 17 .00 + I +
 18 .08 + IXX+
 19 -.04 + XI +
 20 -.03 + XI +
 21 -.03 + XI +
 22 .07 + IXX+
 23 -.06 + XI +
 24 .02 + I +

1- 12 -.08 .10 -.05 -.01 -.05 .05 .00 .05 .01 .11 .02 .02
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 24 .01 -.01 .08 .04 -.01 .07 -.03 -.06 -.03 .07 -.05 .02
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+

1 -.08 +XXI +
 2 .10 + IXXX
 3 -.05 + XI +
 4 -.01 + I +
 5 -.05 + XI +
 6 .05 + IX +
 7 .00 + I +
 8 .05 + IX +
 9 .01 + I +
 10 .11 + IXXX
 11 .02 + IX +
 12 .02 + I +
 13 .01 + I +
 14 -.01 + I +
 15 .08 + IXX+
 16 .04 + IX +
 17 -.01 + I +
 18 .07 + IXX+
 19 -.03 + XI +
 20 -.06 + XI +
 21 -.03 + XI +
 22 .07 + IXX+
 23 .05 + XI +
 24 -.02 + XI +

Con el objeto de analizar estos efectos en las series estudiadas, presentamos la ACF y la PACF de las variables sin intervenir e intervenidas. Para el tipo de cambio peseta/dólar (gráficos 4.7 y 4.8), las autocorrelaciones en ambos casos son muy reducidas aunque se aprecia un ligero incremento en las autocorrelaciones de órdenes 1 y 2 en la ACF y PACF de la serie intervenida, hecho también certificado por una elevación del estadístico de Box-Ljung, que, sin embargo, sigue sin rechazar la hipótesis de ruido blanco. Por lo que respecta al tipo de cambio peseta/marco, las ACF y PACF, tanto de la serie sin intervenir como de la serie intervenida (gráficos 4.9 y 4.10) no sugieren ningún modelo, destacando la reducción que se produce tanto en los valores de estas funciones como en los estadísticos de Box-Ljung en el caso de la serie intervenida. Destaca, por fin, el hecho de que la serie no intervenida no presenta media significativa, mientras que al realizar el análisis de intervención, además de aumentar de valor, también la media es significativa.

Las funciones de autocorrelación simple y parcial para el tipo de cambio peseta/franco sin intervenir e intervenido se presentan en los gráficos 4.11 y 4.12 respectivamente, a partir de los cuales se aprecia un incremento en las autocorrelaciones y en los estadísticos de Box-Ljung para la serie intervenida así como la presencia de una media significativa. Conviene también destacar que las autocorrelaciones estimadas de órdenes múltiples de 5 se han elevado considerablemente pudiendo sugerir la presencia de algún modelo estacional, causado probablemente por los efectos del día de la semana, debido a que, en este mercado, las transacciones de divisas se materializan dos días después de haberse

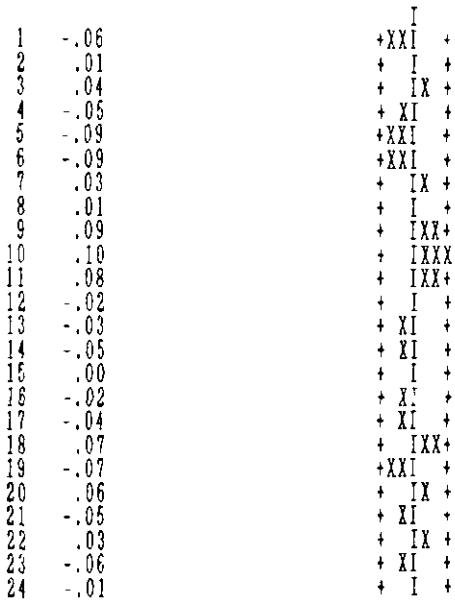
Gráfico 4.9: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/marco (en diferencias)

TIME PERIOD ANALYZED 1 TO 282
 NAME OF THE SERIES DPMD
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES1343
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0050
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0080
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.6274

1- 12 -.06 .01 .04 -.05 -.09 -.09 .03 .01 .09 .10 .06 -.02
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q 1.2 1.2 1.8 2.5 4.9 7.4 7.6 7.6 10.2 13.4 15.1 15.2

13- 24 .03 -.05 -.00 -.02 .04 .07 .07 .06 -.05 .03 -.06 -.01
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q 15.5 16.3 16.3 16.5 17.1 18.8 20.5 21.4 22.1 22.3 23.2 23.3

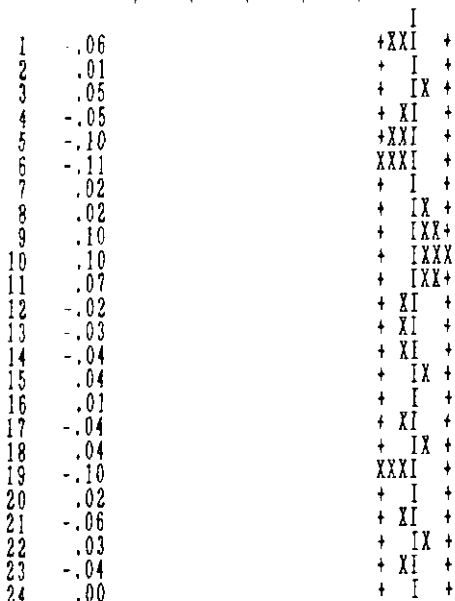
-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0



1- 12 -.06 .01 .05 -.05 .10 -.11 .02 .02 .10 .10 .07 -.02
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 24 -.03 -.04 .04 .01 .04 .04 -.10 .02 .06 .03 -.04 .00
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0

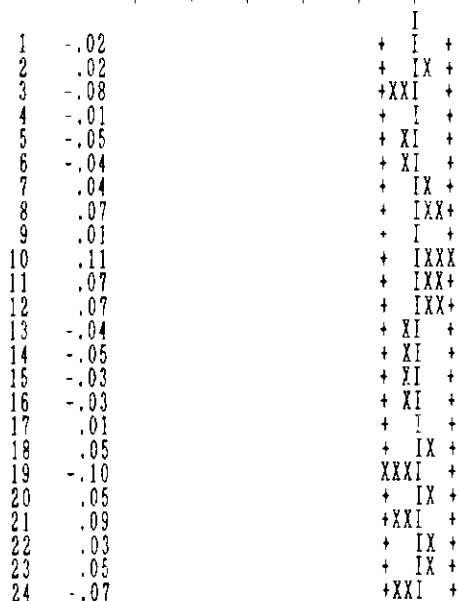


TIME PERIOD ANALYZED 1 TO 282
 NAME OF THE SERIES DFFD
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0409
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0020
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0024
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO)8304

1- 12 -.02 .02 -.08 -.01 .05 .04 .04 .07 .01 .11 .07 .07
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q .1 .3 2.1 2.1 2.9 3.5 4.0 5.4 5.5 9.0 10.3 11.9

13- 24 -.04 -.05 .03 -.03 .01 .05 -.10 .05 -.09 .03 .05 -.07
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q 12.4 13.3 13.6 13.8 13.9 14.7 18.0 18.8 21.1 21.4 22.3 23.7

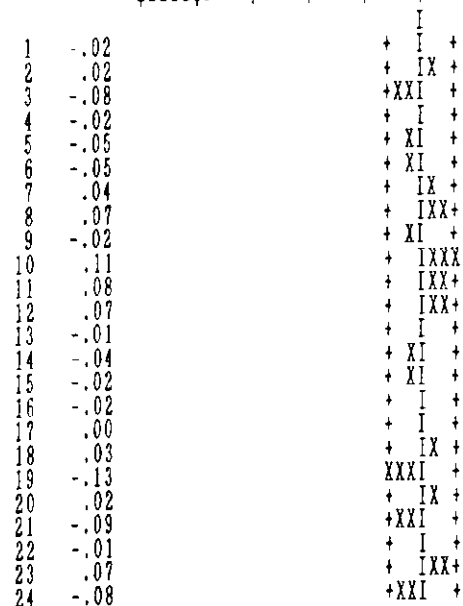
-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+



1- 12 -.02 .02 -.08 -.02 -.05 -.05 .04 .07 -.02 .11 .08 .07
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 24 -.01 -.04 -.02 -.02 .00 .03 -.13 .02 -.09 -.01 .07 -.08
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+



realizado la demanda o la oferta, lo que provoca que el jueves, debido a que las noticias que se generan durante el fin de semana pueden ocasionar fuertes variaciones en la cotización de las divisas en la sesión del lunes, sea el día de la semana en el que se registra una menor contratación de divisas. Este hecho puede explicar la presencia de algún modelo estacional que analizaremos en la siguiente sección.

4.3 ANALISIS UNIVARIANTE Y BIVARIANTE

El análisis univariante y bivariante presentado en esta sección tiene como finalidad encontrar modelos de series temporales que consigan mejorar las predicciones que se obtienen con el modelo de paseo aleatorio, que caracteriza el comportamiento de las variables determinadas en un mercado eficiente en sentido débil. Conviene resaltar que tal posibilidad se apuntaba ya en la tabla 4-1, donde el %RMSE, test de carácter netamente predictivo, señalaba distintos modelos, diferentes del paseo aleatorio, como aquellos que mejor representarían el comportamiento futuro de los tipos de cambio.

Por otro lado, el análisis univariante, al basarse en la historia pasada de la variable, nos permitiría verificar la hipótesis de eficiencia, mientras que el análisis bivariante nos ayudará a encontrar las relaciones dinámicas que se pueden establecer con este tipo de datos.

4.3.1 Análisis univariante

Como se comentó anteriormente, la presencia de valores atípicos, muy numerosos en el análisis de los datos diarios, distorsiona fuertemente las funciones de autocorrelación simple y parcial. Por este motivo, la identificación de los modelos univariantes se realizará a partir de la ACF y PACF de las variables intervenidas con el objeto de evitar los problemas derivados al cometer errores de especificación. Sin embargo, siguiendo la sugerencia de Tsay (1988), la estimación de cada uno de los modelos se realiza incluyendo, además de los parámetros identificados, las variables ficticias que recogen el comportamiento atípico de la variable.

4.3.1.1 Tipo de cambio peseta/dólar

A partir del gráfico 4.8, que recoge las ACF y PACF del tipo de cambio peseta/dólar intervenido, la identificación del modelo ARMA presenta bastante dificultades. Mientras que los estadísticos de Box-Ljung (Q en el gráfico) sugieren que la serie es ruido blanco, las autocorrelaciones estimadas de órdenes 1 y 2 en la ACF y PACF presentan valores algo superiores al resto.(6) Por ello, después de probar distintos mode-

(6) En la ACF y PACF del tipo de cambio intervenido se aprecia también una autocorrelación estimada de orden 10 significativa. La modelización de esta supuesta 'estacionalidad' arrojó unos parámetros estimados muy reducidos y un empeoramiento en las predicciones lo que nos llevó a la exclusión de este tipo de modelos pudiendo concluirse que, de existir esta posible 'estacionalidad' sería muy débil y de muy escaso poder predictivo.

los, la mejor representación del tipo de cambio peseta/dólar se encontró para un modelo mixto, con parte autorregresiva y de media móvil, ambas de primer orden, poniendo de manifiesto que el pasado inmediato de la cotización en pesetas del dólar es muy importante en la determinación de su comportamiento. Los resultados de la estimación de este modelo fueron los siguientes (los valores entre paréntesis representan los errores estándar):

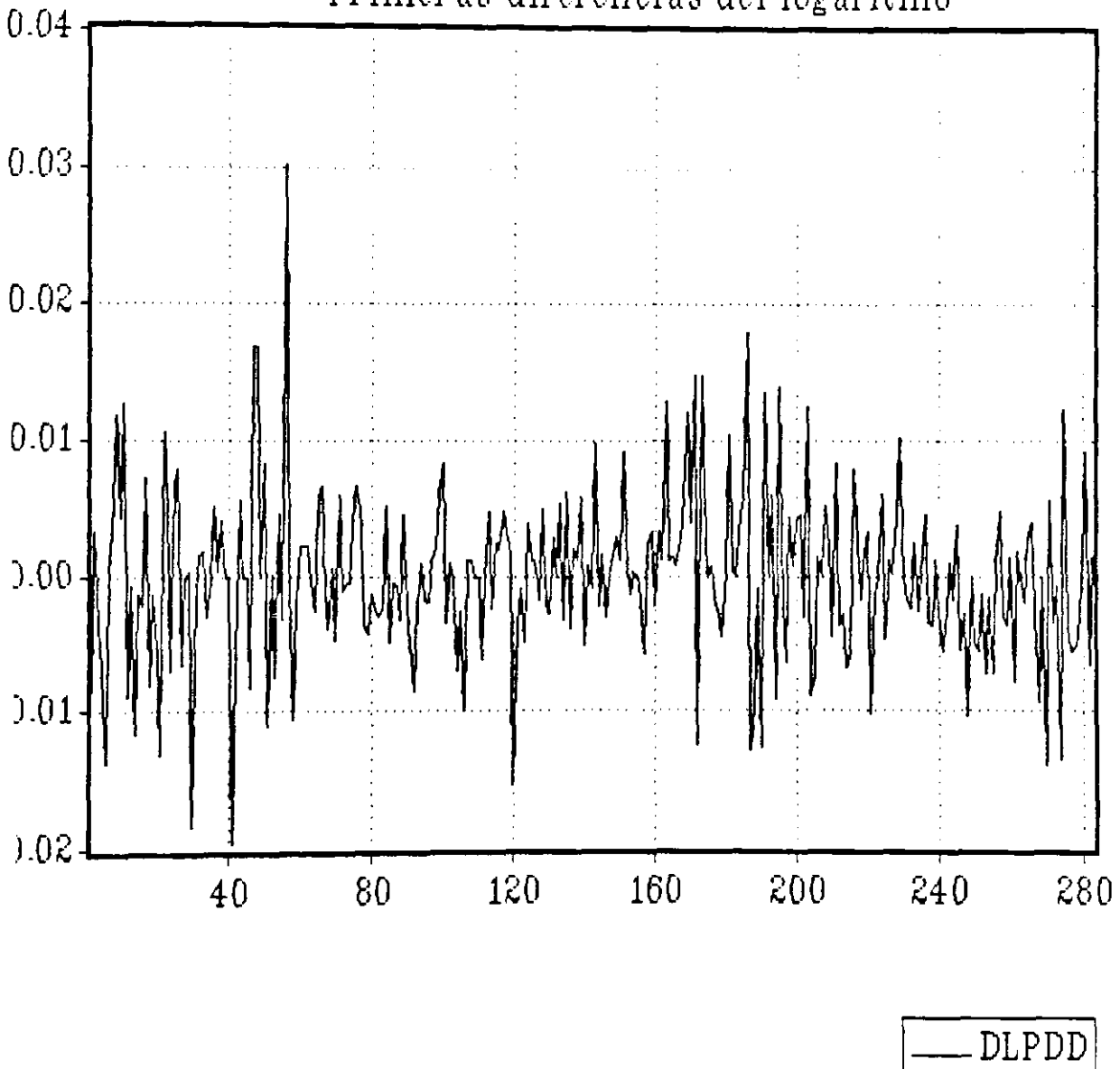
$$\begin{aligned}
 (1-B)\ln S_t &= -.0180 D1287 - .0197 D2887 + .0169E688 \\
 &\quad (.0054) \quad (.0037) \quad (.0054) \\
 &+ .030 E1888 + .0191 J1888 \\
 &\quad (.0054) \quad (.0054) \\
 &\quad (1 + .888B) \\
 &\quad (.0715) \\
 &+ \frac{\quad}{(1 + .9338B)} a_t \\
 &\quad (.0553)
 \end{aligned}
 \tag{D-1}$$

$$\begin{aligned}
 T = 283; \sigma_a^2 &= .288799 \cdot 10^{-4} ; Q^*(12) = 6.0; \\
 &Q^*(24) = 12.7
 \end{aligned}$$

A partir de estos resultados, se pueden realizar ciertas consideraciones. Por un lado, el parámetro autorregresivo estimado presenta un valor muy elevado que nos indicaría o sugeriría la necesidad de realizar una segunda diferencia de nuestra variable. Sin embargo, el gráfico de las primeras diferencias del logaritmo del tipo de cambio peseta/dólar (gráfico 4.13) así como la ACF y PACF de esta misma variable (gráfico 4.8) presentan evidencia de la estacionariedad en media de esta serie por lo que se descartó esta posible segunda diferencia.

Grafico 4.13: Tipo de cambio peseta/dolar.

Primeras diferencias del logaritmo



Por otro lado, el valor, también elevado, del parámetro de media móvil así como la importante correlación existente entre ambos parámetros (.94) nos sugieren que el máximo de la función de verosimilitud se encuentra en una zona de indefinición por lo que los parámetros presentan variaciones importantes de una iteración a otra. No se puede olvidar que este modelo representa una sobreparametrización de la variable puesto que las funciones de autocorrelación así como los estadísticos de Box-Ljung permitían mantener la hipótesis de ruido blanco. La consideración de este modelo como válido obedece a las mejoras predictivas que se obtienen con respecto al paseo aleatorio, como se puede apreciar en la tabla 4-5, en la que se puede observar como únicamente en cuatro ocasiones los errores de predicción del modelo ARMA(1,1) son superiores a los correspondientes al paseo aleatorio.(7). Esta mejora en las predicciones también aparece reflejada en el %RMSE que presenta una ligera disminución (del 5,1%) con respecto a este mismo estadístico en el caso del paseo aleatorio. Finalmente, se puede concluir que ambas predicciones no son demasiado satisfactorias pues, mientras que en el caso del paseo aleatorio recogen el dato anterior, las predicciones del ARMA(1,1) modifican ligeramente la cotización del día anterior por lo que ninguna de las dos recoge de forma satisfactoria las variaciones que experimentó el tipo de cambio en los últimos días de noviembre de 1988.

(7) Las predicciones se han realizado de forma adaptativa para los últimos doce días de noviembre de 1988 para todos los modelos.

TABLA 4-5: TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR: VALORES ACTUALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS PREDICTIVAS DE LOS MODELOS RW + θ Y ARMA(1,1) + INTERVENCIONES

| DIA | PREDICCIÓN ACTUAL RW + θ (a) %PE de (a) | | | PREDICCIÓN ARMA(1,1)(b) %PE de (b) | |
|-------|---|---------|---------|---------------------------------------|---------|
| | 15 | 4.7448 | 4.74814 | .0704 | 4.74749 |
| 16 | 4.7440 | 4.74480 | .0169 | 4.74549 | .0315 |
| 17 | 4.7306 | 4.74400 | .2833 | 4.74336 | .2698 |
| 18 | 4.7428 | 4.73060 | -.2572 | 4.73173 | -.2334 |
| 21 | 4.7390 | 4.74280 | .0802 | 4.74103 | .0427 |
| 22 | 4.7336 | 4.73900 | .1141 | 4.74085 | .1533 |
| 23 | 4.7283 | 4.73360 | .1121 | 4.73236 | .0859 |
| 24 | 4.7238 | 4.72830 | .0953 | 4.72963 | .1233 |
| 25 | 4.7251 | 4.72380 | -.0275 | 4.72291 | -.0463 |
| 28 | 4.7343 | 4.72510 | -.1943 | 4.72584 | -.1786 |
| 29 | 4.7277 | 4.73430 | .1396 | 4.73315 | .1153 |
| 30 | 4.7292 | 4.72770 | -.0317 | 4.72908 | -.0025 |
| %RMSE | | | .1448 | | .1374 |

4.3.1.2 Tipo de cambio peseta/marco

La identificación del modelo univariante para el tipo de cambio peseta/marco se realizó a partir de las funciones ACF y PACF de la serie intervenida (gráfico 4.10) que aparecen totalmente 'limpias', destacando únicamente la autocorrelación de orden 20 que, en ambas funciones, supera las bandas de Bartlett (1946). Como en el caso del dólar, se consideraron distintos modelos estacionales pudiendo concluirse que este tipo de modelización no es adecuada para obtener mejoras predictivas. Por ello, el único modelo estadísticamente aceptable para el tipo de cambio peseta/marco es un modelo de paseo aleatorio, al que se le debe incluir una constante y las numerosas variables ficticias para recoger

| TABLA 4-6: TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO: VALORES ACTUALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS PREDICTIVAS DE LOS MODELOS $RW + \theta$ Y $RW + \theta + I$ + INTERVENCIONES | | | | | |
|--|----------------------|------------|--------------------------|------------|-------|
| ACTUAL | PREDICCION | | PREDICCION | | |
| | $RW + \theta$ (a) | %PE de (a) | $RW + \theta + I$ (b) | %PE de (b) | |
| DIA | | | | | |
| 15 | 65.890 | 66.012 | .185 | 66.002 | .170 |
| 16 | 65.825 | 65.887 | .094 | 65.877 | .079 |
| 17 | 65.915 | 65.821 | -.142 | 65.812 | -.157 |
| 18 | 65.890 | 65.912 | .033 | 65.902 | .018 |
| 21 | 65.850 | 65.887 | .056 | 65.877 | .041 |
| 22 | 65.795 | 65.847 | .078 | 65.837 | .063 |
| 23 | 65.700 | 65.791 | .139 | 65.782 | .124 |
| 24 | 65.610 | 65.696 | .131 | 65.686 | .116 |
| 25 | 65.615 | 65.606 | -.014 | 65.596 | -.029 |
| 28 | 65.605 | 65.611 | .009 | 65.601 | -.006 |
| 29 | 65.245 | 65.601 | .545 | 65.591 | .530 |
| 30 | 65.280 | 65.240 | -.062 | 65.230 | -.077 |
| %RMSE | | | .1852 | .1787 | |

4.3.1.3 Tipo de cambio peseta/franco

El caso del tipo de cambio peseta/franco presenta importantes similitudes con el análisis del tipo de cambio peseta/marco en el sentido de que a partir de la ACF y PACF de la serie intervenida (gráfico 4.12), el modelo identificado de forma más clara es el paseo aleatorio con constante que se estimó junto con las variables ficticias, definidas en la tabla 4-2, y cuyos resultados se recogen a continuación:

$$\begin{aligned}
 (1-B)S_t = & - .0051 + .1851 N687 + .1151 D1487 \\
 & (.0021) (.0345) \quad (.0345) \\
 & + .0851 FEB88 - .1099 A788 + .1151 J3088 \\
 & (.0244) \quad (.0345) \quad (.0345) \\
 & .1601 AG2988 + .1151 SEP88 + a_t \\
 & (.0345) \quad (.0244)
 \end{aligned}
 \tag{D-3}$$

$$\begin{aligned}
 T = 283; \sigma_a^2 = .118590 \cdot 10^{-2}; Q^*(12) = 16.7 \\
 Q^*(24) = 36.3
 \end{aligned}$$

resultados a partir de los cuales se observa que los estadísticos de Box-Ljung, aunque no rechazan la hipótesis de ruido blanco para los residuos de este modelo, son bastante elevados, reflejándonos el hecho de que aún puede quedar alguna estructura relevante no captada por el modelo de paseo aleatorio. Analizando la ACF y PACF de estos residuos (gráfico 4.14) conjuntamente con las de la serie intervenida, se observa, como se comentó anteriormente, que las autocorrelaciones de órdenes múltiples de 5 son más elevadas que las restantes, lo que nos llevó a especificar y estimar un modelo autorregresivo estacional de orden 2 ($s=5$, $\phi_1=0$), que vendría a recoger el 'efecto jueves' anteriormente comentado. La estimación de este modelo, en el que se incluyen las intervenciones y una constante, generó los resultados que se presentan a continuación:

TIME PERIOD ANALYZED 2 TO 283
 NAME OF THE SERIES RESFRA
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0348
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0021
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.0001

1- 12 .03 -.01 -.05 -.08 -.02 -.11 .03 .06 .04 .15 .04 .08
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 Q .2 .3 1.0 2.8 2.9 6.4 6.8 7.8 8.1 14.3 14.7 16.5

13- 24 .01 -.04 .03 -.03 -.01 .10 -.02 .04 -.12 .05 .13 -.06
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .07
 Q 16.5 16.9 17.2 17.4 17.5 20.3 20.4 20.9 25.3 26.2 31.3 32.3

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

| | | |
|----|------|---------|
| | | I |
| 1 | .03 | + IX + |
| 2 | -.01 | + I + |
| 3 | -.05 | + XI + |
| 4 | -.08 | +XXI + |
| 5 | -.02 | + XI + |
| 6 | -.11 | XXXI + |
| 7 | .03 | + IX + |
| 8 | .06 | + IX + |
| 9 | -.04 | + XI + |
| 10 | .15 | + IXX+X |
| 11 | .04 | + IX + |
| 12 | .08 | + IXX+ |
| 13 | .01 | + I + |
| 14 | -.04 | + XI + |
| 15 | .03 | + IX + |
| 16 | -.03 | + XI + |
| 17 | -.01 | + I + |
| 18 | .10 | + IXX+ |
| 19 | -.02 | + XI + |
| 20 | .04 | + IX + |
| 21 | -.12 | XXXI + |
| 22 | .05 | + IX + |
| 23 | .13 | + IXXX |
| 24 | -.06 | + XI + |

1- 12 .03 -.01 -.05 -.08 -.02 -.11 .03 .05 -.05 .14 .04 .07
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 24 .02 -.00 .04 .01 .00 .10 -.02 .02 -.11 .05 .12 -.06
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

| | | |
|----|------|--------|
| | | I |
| 1 | .03 | + IX + |
| 2 | -.01 | + I + |
| 3 | -.05 | + XI + |
| 4 | -.08 | +XXI + |
| 5 | -.02 | + I + |
| 6 | -.11 | XXXI + |
| 7 | .03 | + IX + |
| 8 | .05 | + IX + |
| 9 | -.05 | + XI + |
| 10 | .14 | + IXXX |
| 11 | .04 | + IX + |
| 12 | .07 | + IXX+ |
| 13 | .02 | + IX + |
| 14 | .00 | + I + |
| 15 | .04 | + IX + |
| 16 | .01 | + I + |
| 17 | .00 | + I + |
| 18 | .10 | + IXX+ |
| 19 | -.02 | + XI + |
| 20 | .02 | + I + |
| 21 | -.11 | XXXI + |
| 22 | .05 | + IX + |
| 23 | .12 | + IXXX |
| 24 | -.06 | + XI + |

$$\begin{aligned}
(1-B)S_t &= -.0057 + .1143 D1487 + .0818 FEB88 \\
&\quad (.0022) \quad (.0329) \quad (.0234) \\
&\quad - .1083 A788 + .1155 J3088 + .1624 AG2988 \\
&\quad (.0329) \quad (.0329) \quad (.0329) \qquad (D-4) \\
&\quad + .1130 SEP88 + \frac{1}{(1 - .1257B^{10})} a_t \\
&\quad (.0233) \quad (.0560)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
T = 283; \sigma_a^2 &= .109635 \cdot 10^{-2}; \quad Q^*(12) = 9.4 \\
&\quad Q^*(24) = 26.2
\end{aligned}$$

Como se puede apreciar se produce una reducción significativa en los estadísticos de Box-Ljung que nos indican claramente que los residuos son ruido blanco. Destaca, por fin, la significatividad del parámetro autorregresivo, hecho que nos ayuda a mejorar las predicciones con respecto al modelo de paseo aleatorio tanto con constante como con constante e intervenciones, como se desprende de los valores del porcentaje del error de predicción y del %RMSE, estadísticos cuyos valores se recogen en la tabla 4-7.

A partir de estos resultados, se pone de manifiesto como las predicciones para los modelos de paseo aleatorio y autorregresivo ambos con constante e intervenciones son más precisas que las que se obtienen con el paseo aleatorio únicamente con constante, hecho que aparece reflejado por los valores %PE que son más elevados para este último modelo, excepto para las predicciones de los días 17, 25 y 28. La reducción que se aprecia en el %RMSE con respecto al paseo aleatorio con constante para los dos modelos que incluyen las intervenciones (un 3.4% para el RW + θ + intervenciones y un

TABLA 4-7: TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO: VALORES ACTUALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS DESCRIPTIVAS DE LOS MODELOS $RM + \theta$, $RM + \theta + I$ + INTERVENCIONES Y $AR(2)$ $s=5 + \theta + I$ + INTERVENCIONES

| DIA | ACTUAL | PREDICCION | | PREDICCION | | PREDICCION | |
|-------|--------|-------------------|------------|-----------------------|------------|--------------------------------|------------|
| | | $RM + \theta$ (a) | %PE DE (a) | $RM + \theta + I$ (b) | %PE DE (b) | $AR(2)$ $s=5 + \theta + I$ (c) | %PE DE (c) |
| 15 | 19.285 | 19.314 | -1506 | 19.310 | -1321 | 19.299 | -0710 |
| 16 | 19.266 | 19.284 | -0982 | 19.280 | -0798 | 19.280 | -0800 |
| 17 | 19.285 | 19.264 | -1096 | 19.260 | -1280 | 19.263 | -1150 |
| 18 | 19.275 | 19.284 | -0460 | 19.280 | -0281 | 19.280 | -0250 |
| 21 | 19.265 | 19.274 | -0462 | 19.270 | -0280 | 19.272 | -0350 |
| 22 | 19.245 | 19.264 | -0980 | 19.260 | -0799 | 19.260 | -0800 |
| 23 | 19.225 | 19.244 | -0978 | 19.240 | -0797 | 19.239 | -0740 |
| 24 | 19.205 | 19.224 | -0975 | 19.220 | -0795 | 19.220 | -0800 |
| 25 | 19.205 | 19.204 | -0069 | 19.200 | -0250 | 19.203 | -0120 |
| 28 | 19.235 | 19.204 | -1829 | 19.200 | -1808 | 19.199 | -1860 |
| 29 | 19.115 | 19.234 | -6214 | 19.230 | -6034 | 19.277 | -5850 |
| 30 | 19.105 | 19.113 | -0438 | 19.110 | -0258 | 19.107 | -0130 |
| %RMSE | | | .2025 | | .1956 | | .1877 |

7.3% para el autorregresivo) pone de manifiesto el importante papel que desarrolla el análisis de intervención tanto en la explicación del comportamiento del tipo de cambio como en la etapa de predicción. (véase el apéndice F donde se recogen los residuos de cada uno de los modelos así como su representación gráfica).

4.3.1.4 Conclusiones

La principal conclusión que se puede extraer del análisis univariante presentado en esta sección es que la consideración de los valores atípicos que presentan nuestras series de tipos de cambio aporta una valiosa información que ayuda a mejorar en todos los casos las predicciones del paseo aleatorio con constante, modelo que recoge el comportamiento de las variables determinadas en mercados eficientes, debido a que la constante se estima de forma más eficiente. Por otro lado, los tipos de cambio considerados presentan una memoria muy reducida de manera que la cotización de un día depende muy fuertemente del valor alcanzado el día anterior por lo que no se podrán realizar predicciones fiables con un horizonte de predicción elevado.

4.3.2 Análisis bivariante

La búsqueda de relaciones entre nuestros tipos de cambio y sus 'determinantes fundamentales' es el principal objetivo de esta sección aunque, debido a la naturaleza diaria de las observaciones, sólo se pueden establecer relaciones con los diferenciales de tipos de interés, intentando verificar el cumplimiento de la Paridad Descubierta de Intereses. Las observaciones para el resto de los determinantes fundamentales (diferencial de precios, diferencial de rentas

y diferencial de ofertas monetarias) no se encuentran disponibles debido a que, por un lado, los índices tanto de precios como de producción industrial se elaboran mensualmente y, por otro lado, los datos de los agregados monetarios, tanto para España como para el resto de los países considerados, se publican a nivel mensual, no estando disponibles las variaciones de los agregados monetarios a nivel diario. Por todo ello, centraremos el análisis bivalente en las posibles relaciones dinámicas entre los diferenciales de tipos de interés y los tipos de cambio.

Por otro lado, y debido a la situación dominante del dólar a nivel mundial y del marco en el S.M.E., se analizarán las relaciones entre los tres tipos de cambio considerados. La idea que se pretende contrastar es si ese predominio del dólar a nivel internacional rige la evolución del resto de las monedas, siendo la misma idea para el marco aunque éste sólo a nivel del Sistema Monetario Europeo.

4.3.2.1 Paridad Descubierta de Tipos de Interés

La teoría de la Paridad Descubierta de los tipos de interés, que presenta la característica de establecer una relación entre dos mercados: el mercado de dinero interno y externo y el mercado de divisas, viene representada por la expresión:

$$i_t - i^*_t = S_{t+1,t} - S_t \quad (4.1)$$

donde i e i^* son los tipos de interés nominales en el mercado interno y externo respectivamente y $S_{t+1,t} - S_t$ representa la depreciación esperada de la moneda interna. La relación (4.1) expresa, por tanto, que una diferencia positiva (negativa) entre los tipos de inte-

rés nominales interno y externo en el momento t provocará una depreciación (apreciación) esperada de la moneda, en nuestro caso de la peseta, en el momento $t+1$. Utilizando el supuesto de expectativas racionales,

$$S_{t+1,t} = E_t [S_{t+1}] \quad (4.2)$$

donde E_t representa la esperanza condicionada al conjunto de información disponible en el momento t , se puede expresar la Paridad Descubierta de Tipos de Interés mediante la relación:

$$i_t - i^*_t = E_t [S_{t+1}] - S_t \quad (4.3)$$

que indica que la variación esperada en la cotización de una moneda vendrá determinada por el diferencial de tipos de interés. Sin embargo, la derivación de esta teoría se realiza estableciendo dos supuestos claramente restrictivos. Primero, se considera que los activos internos y externos son idénticos en términos del período de vencimiento y del riesgo del activo y segundo, se asume que no existen controles de capital ni costes de transacción ni ningún tipo de imperfecciones en el mercado. Bajo el cumplimiento de estas restricciones, claramente la relación se mantendría mientras que, bajo un supuesto más realista que incluya diferentes riesgos de los activos de un país a otro, controles en los movimientos de capitales, así como intervenciones de los bancos centrales en los mercados de cambios, la relación, en sentido estricto, no se mantendría, por lo que se puede añadir un término que recoja este tipo de factores no cuantificables. De esta forma, se introduce una mayor flexibilidad a la relación entre el diferencial de tipos de interés y las variaciones del

tipo de cambio, pudiendo establecerse también relaciones dinámicas entre ambas variables, de manera que un aumento o disminución del diferencial de tipos de interés no tiene porqué traducirse inmediatamente en variaciones del tipo de cambio, sino que los efectos de la alteración de los tipos de interés se pueden dejar sentir paulatinamente en diversos períodos.

4.3.2.2 Relación dinámica entre los diferenciales de tipos de interés y los tipos de cambio

Para establecer las relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y los diferenciales de tipos de interés se ha considerado para la peseta el tipo de interés en el mercado interbancario mientras que para el dólar, el marco y el franco se utilizan dos tipos de interés distintos: el tipo de interés del mercado interbancario en los diferentes mercados nacionales y el tipo de interés en el euromercado, datos todos ellos proporcionados por el Area de Estadísticas del Servicio de Estudios de Banco de España.

La utilización, por un lado, de los tipos de interés en los mercados interbancarios de EE.UU., de la R.F.A. y de Francia viene motivada por el hecho de que modificaciones de los tipos de interés nacionales ocasionan variaciones importantes en las cotizaciones de las monedas en la práctica totalidad de los mercados de divisas. No se puede olvidar que, como se comentó anteriormente, en el período que estamos analizando, los bancos centrales utilizaron los tipos de interés nacionales, elevándolos, con el objeto de frenar la tendencia apreciadora del dólar. Por ello, pensamos que estos

tipos de interés pueden ser buenos indicadores de las variaciones que se produzcan en los tipos de cambio.

Por otro lado, Baillie y McMahon (1989) señalan que la teoría de la Paridad Descubierta de los Tipos de Interés se mantiene, en más ocasiones y con mayor precisión, cuando se utiliza el precio del dinero determinado en el euromercado que cuando se emplean los tipos de interés establecidos en los mercados interbancarios nacionales. Según dichos autores, una razón que puede explicar esta circunstancia es que el mercado de eurodivisas se encuentra libre de los controles y de las regulaciones típicos de los mercados nacionales, aunque todos los mercados de eurodivisas se encuentran igualmente expuestos al riesgo de futuros controles de capital, de manera que las expectativas de éstos no impiden el arbitraje de intereses entre euromonedas.

Por otro lado, en la mayoría de los mercados nacionales más importantes, se están introduciendo medidas liberalizadoras que están contribuyendo a estrechar progresivamente su relación con el euromercado hasta el punto de hacer que los tipos de interés que se fijan en ambos mercados sean prácticamente equivalentes, por lo que el análisis de la Paridad Descubierta para cada tipo de interés no debería presentar diferencias significativas.

Por lo que respecta al plazo de vencimiento, se han considerado diferentes tipos de interés: a un mes y a tres meses para aquellos que se determinan en los mercados nacionales de EE.UU, de la R.F.A. y de Francia y a un día, a un mes y a tres meses para los tipos de interés del euromercado, plazos de vencimiento todos

ellos dentro del corto plazo, debido a que la mayor parte de los depósitos en divisas se realizan con vencimientos iguales o inferiores a seis meses. (Manzano (1987)).

Finalmente, conviene destacar que, al igual que los tipos de cambio, todos los diferenciales de tipos de interés presentan la necesidad de modelizar valores atípicos (considerando como comportamiento atípico aquel valor que supera las bandas $\pm 3\sigma$), provocados estos últimos, en la mayoría de las ocasiones, por elevaciones y disminuciones bruscas de los tipos de interés españoles. Estas fuertes variaciones se corresponden con el desarrollo de la política monetaria llevada a cabo por las autoridades monetarias que en el período considerado fue, primero, muy restrictiva hasta abril de 1988 con fuertes elevaciones de los tipos de interés, relajándose posteriormente durante los meses de verano con un endurecimiento en el último trimestre del año. Las fechas de las observaciones atípicas de los diferenciales de cada uno de los tipos de interés así como las variaciones en esas fechas experimentadas por cada tipo de interés se recogen en la tabla 4-8.(8)

(8) El análisis de intervención de los valores atípicos de los distintos diferenciales de tipos de interés se realizó teniendo en cuenta diversas consideraciones. Por un lado, se planteaba como una posibilidad que los diferentes valores atípicos superiores a $\pm 3\sigma$ provocasen a su vez las variaciones observadas en los tipos de cambio. Por ello, se realizó la función de correlación cruzada (CCF) entre los residuos de los modelos ARMA de los diferenciales de tipos de interés sin intervención alguna, surgiendo correlaciones

4.3.2.2.1 Diferenciales de tipos de interés: interbancarios

(i) Diferenciales de tipos de interés a un mes

Como se puede apreciar en los gráficos 4.15 a 4.17, ninguno de los diferenciales de tipos de interés a un mes es estacionario en media, por lo que, en todos los modelos univariantes para estas variables, recogidos en la tabla 4-9, éstas vienen expresadas en diferencias de primer orden. Junto con la modelización de los múltiples valores atípicos que presentan las series, destaca el hecho de que todos los diferenciales de tipos de interés incluyen parte de media móvil, poniendo de manifiesto el carácter aleatorio de estas variables.

significativas de orden elevado, de manera que al estimar los modelos de función de transferencia entre los tipos de cambio y los diferenciales de tipos de interés, los parámetros no eran significativos; la no consideración de los valores atípicos en los modelos de los diferenciales de tipos de interés puede causar la aparición del correlaciones espurias en la CCF.

Por otro lado, al modelizar los valores atípicos en los diferenciales de tipos de interés se consideraron como tales aquellas observaciones que no se presentaban como atípicos en los tipos de cambio; es decir, si se planteaba la necesidad de modelizar un valor atípico tanto en el tipo de cambio como en el diferencial de tipos de interés, no se incluía en ninguno de los dos, dejando abierta la posibilidad de que en el modelo que relaciona al tipo de cambio con el diferencial de tipos de interés, éste captase ese comportamiento atípico.

| TABLA 4-8: A) VALORES ATÍPICOS DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES INTERBANCARIOS | | |
|--|-------------------|--|
| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
| A) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN MES DE LA PESETA Y DEL DOLAR | | |
| 30/11/87 | N3087 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 1 punto |
| 23/12/87 | D2387 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU en 1.07 puntos |
| 30/12/87 | D3087 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.94 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 4/5/88 | MY488 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.63 puntos |
| 5/5/88 | MY588 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU en 0.69 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 18/10/88 | O1888 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 19/10/88 | O1988 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 30/11/88 | N3088 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.81 puntos |
| B) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN MES DE LA PESETA Y EL MARCO | | |
| 4/12/87 | D487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 18/10/88 | O1888 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 19/10/88 | O1988 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| C) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN MES DE LA PESETA Y EL FRANCO | | |
| 9/11/87 | N987 | Aumenta el tipo de interés francés en 1.07 puntos |
| 4/12/87 | D1287 | Disminuye el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 25/1/88 | E2587 | Disminuye el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 19/10/88 | O1988 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |

| TABLA 4-8: B) VALORES ATÍPICOS DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES INTERBANCARIOS | | |
|--|-------------------|---|
| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
| D) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL DOLAR | | |
| 4/11/87 | N487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.75 punto |
| 23/12/87 | D2387 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU en 1 punto |
| 12/1/88 | E1288 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.69 puntos |
| 13/1/88 | E1388 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU en 0.69 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.68 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 11/3/88 | M1188 | Disminuye el tipo de interés español en 0.62 puntos |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1588 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 17/11/88 | N1788 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU. 0.88 puntos |
| 18/11/88 | N1888 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.94 puntos |
| E) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL MARCO | | |
| 4/11/87 | N487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.75 puntos |
| 23/11/88 | N2387 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.68 puntos |
| 11/3/88 | M1188 | Disminuye el tipo de interés español en 0.62 puntos |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1488 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| F) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL FRANCO | | |
| 4/11/87 | N487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.75 puntos |
| 5/11/87 | N587 | Disminuye el tipo de interés español en 0.75 puntos |
| 9/11/87 | N987 | Aumenta el tipo de interés francés en 0.69 puntos |
| 20/11/87 | N2087 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 23/11/87 | N2387 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 11/3/88 | M1188 | Disminuye el tipo de interés español en 0.62 y aumenta el francés en 0.56 |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1588 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |

| TABLA 4-8: C) VALORES ATÍPICOS DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES EUROMERCADO | | |
|---|-------------------|--|
| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
| G) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN DIA DE LA PESETA Y DEL DOLAR | | |
| 26/1/88 | E2688 | Disminuye el tipo de interés español en 0.623 puntos |
| 24/2/88 | F2488 | Disminuye el tipo de interés español en 0.827 puntos |
| 30/6/88 | J3088 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 0.87 puntos |
| 2/8/88 | AG288 | Disminuye el tipo de interés español en 1.095 puntos |
| 3/8/88 | AG388 | Aumenta el tipo de interés español en 1.149 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.95 puntos |
| H) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN DIA DE LA PESETA Y EL MARCO | | |
| 1/12/87 | D187 | Aumenta el tipo de interés alemán en 1.12 puntos |
| 30/12/87 | D1287 | Disminuye el tipo de interés alemán en 0.95 puntos |
| 24/2/88 | F2488 | Disminuye el tipo de interés español en 0.827 puntos |
| 31/5/88 | MY3188 | Aumenta el tipo de interés alemán en 1.15 puntos |
| 1/8/88 | AG188 | Aumenta el tipo de interés alemán en 0.90 puntos |
| 2/8/88 | AG288 | Disminuye el tipo de interés español en 1.095 puntos |
| 3/8/88 | AG388 | Aumenta el tipo de interés español en 1.149 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.95 puntos |
| 29/9/88 | S2988 | Disminuye el tipo de interés alemán en 0.90 puntos |
| I) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A UN DIA DE LA PESETA Y EL FRANCO | | |
| 16/11/87 | N1687 | Aumenta el tipo de interés español en 0.131 puntos y disminuye el tipo de interés francés en 0.73 puntos |
| 9/12/87 | D987 | Disminuye el tipo de interés español en 0.517 puntos y aumenta el tipo de interés francés en 0.3 puntos |
| 30/12/87 | D1287 | Aumenta el tipo de interés francés en 1 puntos |
| 24/2/88 | F2488 | Disminuye el tipo de interés español en 0.827 puntos |
| 2/8/88 | AG288 | Disminuye el tipo de interés español en 1.095 puntos |
| 3/8/88 | AG388 | Aumenta el tipo de interés español en 1.149 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.95 puntos |
| 14/10/88 | O1488 | Aumenta el tipo de interés francés en 0.88 puntos |

| TABLA 4-8: D) VALORES ATÍPICOS DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERÉS EUROMERCADO | | |
|---|-------------------|---|
| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
| J) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS A UN MES DE LA PESETA Y DEL DÓLAR | | |
| 27/11/87 | N2787 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 1 punto |
| 30/12/87 | D3087 | Disminuye el tipo de interés de EE.UU. en 0.87 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 18/10/88 | O1888 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 29/11/88 | N2988 | Aumenta el tipo de interés de EE.UU. en 1.13 puntos |
| K) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS A UN MES DE LA PESETA Y EL MARCO | | |
| 4/12/87 | D487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 18/12/88 | D1888 | Disminuye el tipo de interés alemán en 0.38 puntos y aumenta el tipo de interés español en 0.25 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 18/10/88 | O1888 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 19/10/88 | O1988 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 29/11/88 | N2988 | Aumenta el tipo de interés alemán en 0.50 puntos y disminuye el tipo de interés español en 0.12 puntos |
| L) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS A UN MES DE LA PESETA Y EL FRANCO | | |
| 9/11/87 | N987 | Aumenta el tipo de interés francés en 0.63 puntos y disminuye el tipo de interés español en 0.56 |
| 16/11/88 | N1688 | Disminuye el tipo de interés francés en 0.56 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.94 puntos |
| 11/3/88 | M1188 | Aumenta el tipo de interés francés en 0.50 puntos y disminuye el tipo de interés español en 0.62 puntos |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| 19/10/88 | O1988 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |

TABLA 4-8: E) VALORES ATÍPICOS DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES EUROMERCADO

| FECHA | VARIABLE FICTICIA | CAUSA |
|--|----------------------|---|
| M) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL DOLAR | | |
| 4/11/87 | N487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.75 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.68 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1588 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| N) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL MARCO | | |
| 20/11/87 | N2087 | Aumenta el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 4/12/87 | D487 | Disminuye el tipo de interés español en 0.56 puntos |
| 25/1/88 | E2588 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.68 puntos |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1488 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/5/88 | MY2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.57 puntos |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |
| O) DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES DE LA PESETA Y EL FRANCO | | |
| 4/11/87 | N487 | Aumenta el tipo de interés español en 0.75 puntos y disminuye el tipo de interés francés en 0.5 puntos |
| 20/11/87 | N2087 | Disminuye el tipo de interés español en 0.63 puntos |
| 23/2/88 | F2388 | Disminuye el tipo de interés español en 0.81 puntos |
| 11/3/88 | M1188 | Disminuye el tipo de interés español en 0.62 y aumenta el francés en 0.32 puntos |
| 14/4/88 | A1488 | Aumenta el tipo de interés español en 1.12 puntos |
| 15/4/88 | A1588 | Disminuye el tipo de interés español en 1 punto |
| 23/9/88 | S2388 | Aumenta el tipo de interés español en 0.87 puntos |

Grafico 4.15: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el dolar (INTERBANCARIOS)

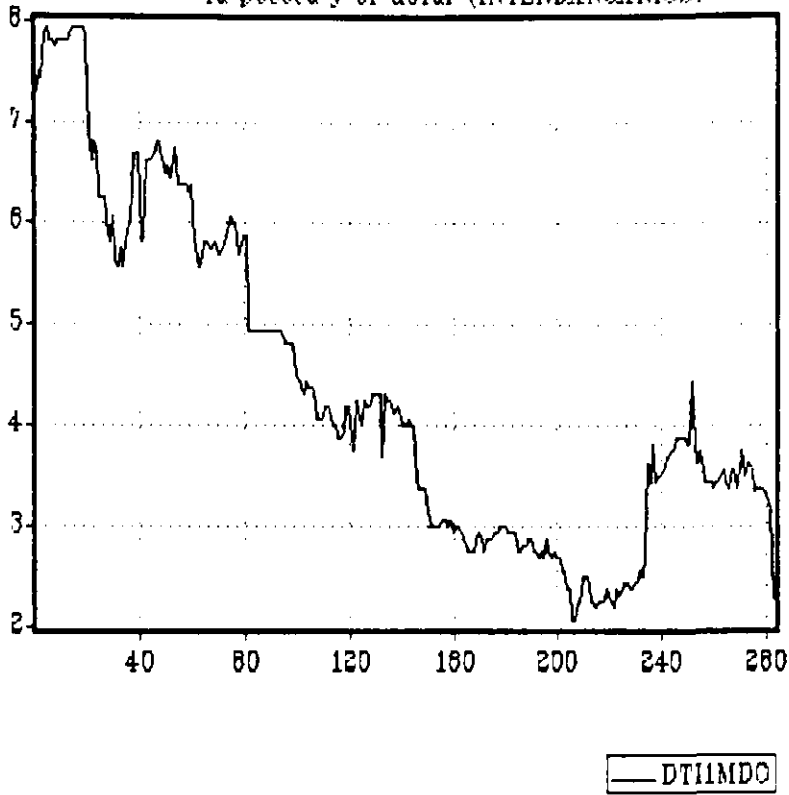


Grafico 4.16: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el marco (INTERBANCARIOS)

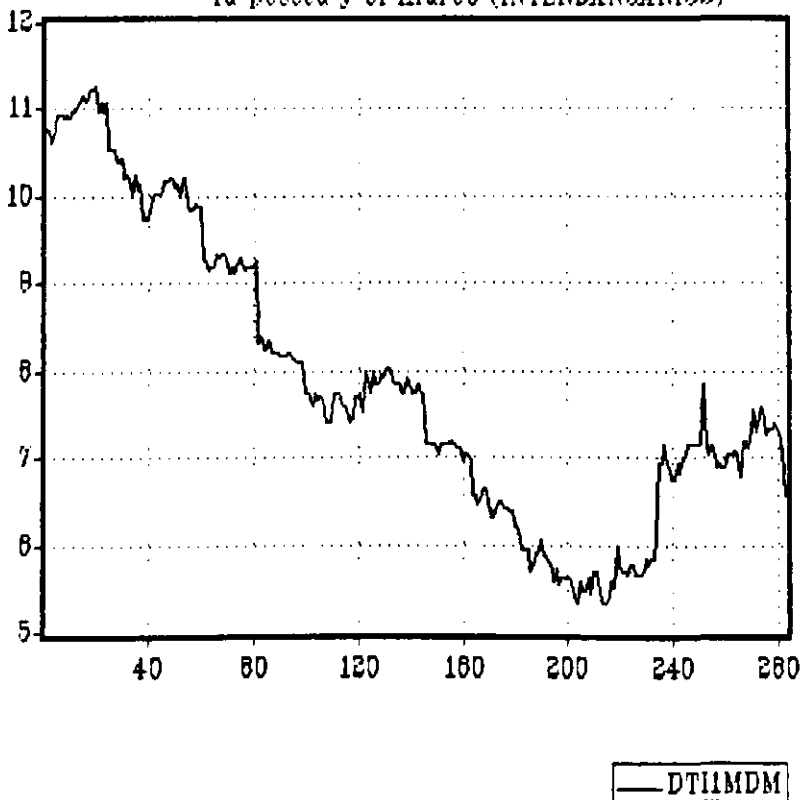


Grafico 4.17: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el franco (INTERBANCARIOS)

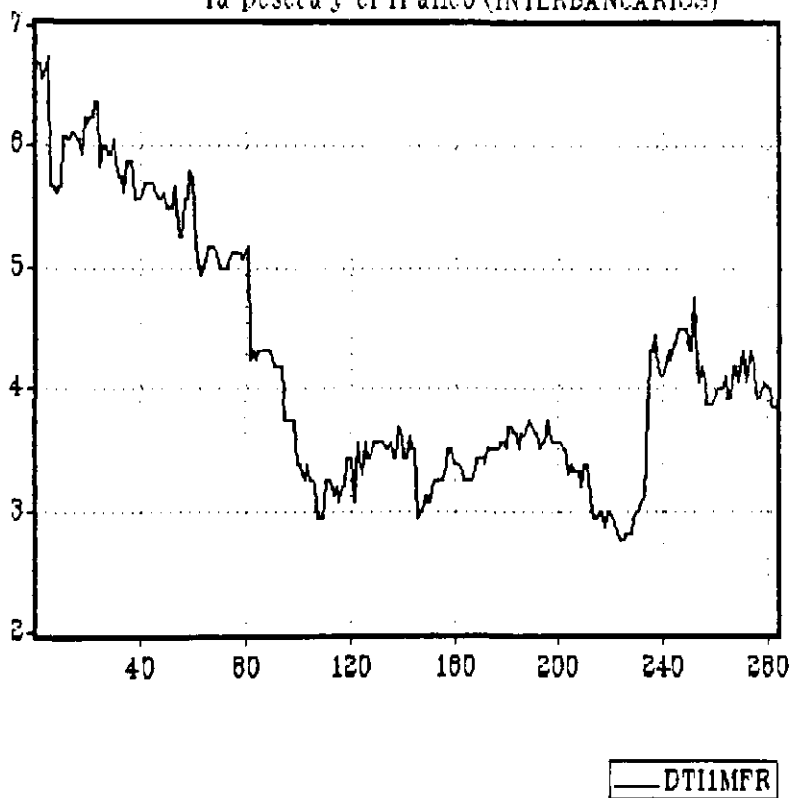


TABLA 4-9: MODELOS UNIVARIANTES DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES A UN MES (INTERBANCARIOS)

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL DOLAR

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & - .0169 - .9737 N3087 + .7160 D2387 \\
 & (.0068) (.1356) (.1356) \\
 & + .7610 D3087 - .9116 F2388 - .6096 MY488 \\
 & (.1360) (.1355) (.1373) \\
 & + .6397 MY588 + .9131 S2388 + .6485 O1888 \\
 & (.1373) (.1364) (.1373) \\
 & - .6375 O1988 - .8521 N3088 + (1 - .1677B)a_t \\
 & (.1373) (.1375) (.0592)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .187797 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 13.5; Q^*(24) = 22.7; \\ Q^*(36) = 35.6.$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL MARCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & - .5440 D487 - .6208 E2588 - .9195 F2388 \\
 & (.1214) (.1214) (.1214) \\
 & - .5826 MY3088 + .9291 S2388 + .6800 O1888 \\
 & (.1214) (.1223) (.1241) \\
 & - .7011 O1988 + (1 - .2096B)a_t \\
 & (.1241) (.0609)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .154001 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 7.7; Q^*(24) = 12.9; \\ Q^*(36) = 21.6$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL FRANCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & - 1.0446 N987 - .5048 D487 - .5645 E2588 \\
 & (.1123) (.1126) (.1137) \\
 & - .9139 F2388 - .5621 MY3088 + .9531 S2388 \\
 & (.1122) (.1122) (.1145) \\
 & - .4989 O1988 + (1 - .1763B - .1197B^2)a_t \\
 & (.1143) (.0615) (.0605)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .132597 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 12.9; Q^*(24) = 23.0; \\ Q^*(36) = 34.6$$

Las funciones de correlación cruzada, (apéndice F) calculadas a partir del 'preblanqueo' de cada uno de los tipos de cambio con los residuos del modelo univariante de los distintos diferenciales de tipos de interés, presentan una correlación de orden 2 algo más significativa que el resto de las correlaciones de retardo positivo para las CCF entre los tipo de cambio peseta/dólar y peseta/marco y sus diferenciales de tipos de interés respectivos, mientras que, en la CCF entre el tipo de cambio peseta/franco y los residuos del modelo del diferencial de tipos de interés a un mes, las correlaciones más significativas aparecen en la parte de retardos negativos, indicándonos el problema, destacado por Martín Arroyo (1988), de anticipación entre ambas variables. El hecho de que los operadores en el mercado de divisas tomen posiciones a la vista de sus expectativas sobre los aumentos y disminuciones de los tipos de interés puede explicar esta simultaneidad.

De las dos posibles relaciones dinámicas, tipo de cambio peseta/dólar y tipo de cambio peseta/marco con el diferencial de tipos de interés respectivo, sólo ésta última presentó resultados estadísticamente válidos. La estimación de este modelo, en el cual se incluyó las variables ficticias del análisis de intervención de los valores atípicos, se recoge a continuación.

$$\begin{aligned}
 (1-B)S_t = & - .0152 + .2820 D1487 + .3564 FEB88 \\
 & \quad (.0060) \quad (.0983) \quad \quad (.0567) \\
 & + .4002 M1188 - .4698 A788 + .3113 A1288 \\
 & \quad (.0983) \quad \quad (.0983) \quad \quad (.0983) \\
 & + .4102 J3088 - .3148 J12888 + .3609 AGO88 \\
 & \quad (.0983) \quad \quad (.0983) \quad \quad (.0697) \\
 (D-5) & + .4560 SEP88 - .3648 O1888 + .3349 O2788 \\
 & \quad (.0697) \quad \quad (.0983) \quad \quad (.0984) \\
 & - .3620 N288 - .0796 (1-B)(i_t - i^*_t)_{t-2} + a_t \\
 & \quad (.0983) \quad \quad (.0353)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 T = 283; \sigma_a^2 = .962747 \cdot 10^{-2} ; Q^*(12) = 11.9 \\
 Q^*(24) = 22.0
 \end{aligned}$$

Conviene destacar que todos los valores atípicos del tipo de cambio peseta/marco considerados en el modelo univariante también han debido ser intervenidos en este modelo, lo que nos indica que estos valores no venían originados por fuertes variaciones en el diferencial de tipos de interés que, según este modelo, se dejan sentir con dos períodos de retraso, pudiendo ser debido al retraso de dos días que se produce entre la contratación y la entrega de las divisas.

Esta relación, sin embargo, produce buenas predicciones, como se puede apreciar en la tabla 4-10 en la que se presentan los %PE, %RMSE, los valores reales y las predicciones de este modelo y las del modelo de paseo aleatorio con constante pudiendo concluirse que, tanto en conjunto (%RMSE) como en casi todos los días del período de predicción (%PE), las predicciones del modelo de función de transferencia son mejores por lo que, al am-

pliar el conjunto de información se obtiene una importante ganancia predictiva, mejorándose las predicciones del paseo aleatorio.

| TABLA 4-10: TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO: VALORES ACTUALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS PREDICTIVAS DE LOS MODELOS RW + θ Y FUNCION DE TRANSPERENCIA CON DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES INTERBANCARIOS | | | | | |
|--|--------|----------------------|------------|--------------------------|------------|
| DIA | ACTUAL | PREDICCION | | PREDICCION | |
| | | RW + θ (a) | %PE de (a) | FT + θ + I (b) | %PE de (b) |
| 15 | 65.890 | 66.012 | .1854 | 65.983 | .1417 |
| 16 | 65.825 | 65.887 | .0938 | 65.861 | .0551 |
| 17 | 65.915 | 65.821 | -.1419 | 65.832 | -.1264 |
| 18 | 65.890 | 65.912 | .0331 | 65.886 | -.0065 |
| 21 | 65.850 | 65.887 | .0558 | 65.867 | .0252 |
| 22 | 65.795 | 65.847 | .0785 | 65.851 | .0849 |
| 23 | 65.700 | 65.791 | .1392 | 65.796 | .1467 |
| 24 | 65.610 | 65.696 | .1312 | 65.680 | .1061 |
| 25 | 65.615 | 65.606 | -.0140 | 65.594 | -.0317 |
| 28 | 65.605 | 65.611 | .0089 | 65.597 | -.0125 |
| 29 | 65.245 | 65.601 | .5453 | 65.597 | .5389 |
| 30 | 65.280 | 65.239 | -.0620 | 65.241 | -.0590 |
| %RMSE | | | .1852 | .1767 | |

(ii) Diferencial de tipos de interés a tres meses

De nuevo, como se puede apreciar en los gráficos 4.18 a 4.20, los diferenciales de tipos de interés a tres meses no presentan media constante a lo largo de todo el período muestral considerado, por lo que el análisis univariante y bivarriante se realizará con las diferencias de primer orden de las variables. Los modelos ARMA para cada uno de los diferenciales se presentan en la tabla

Grafico 4.18: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el dolar (INTERBANCARIOS)

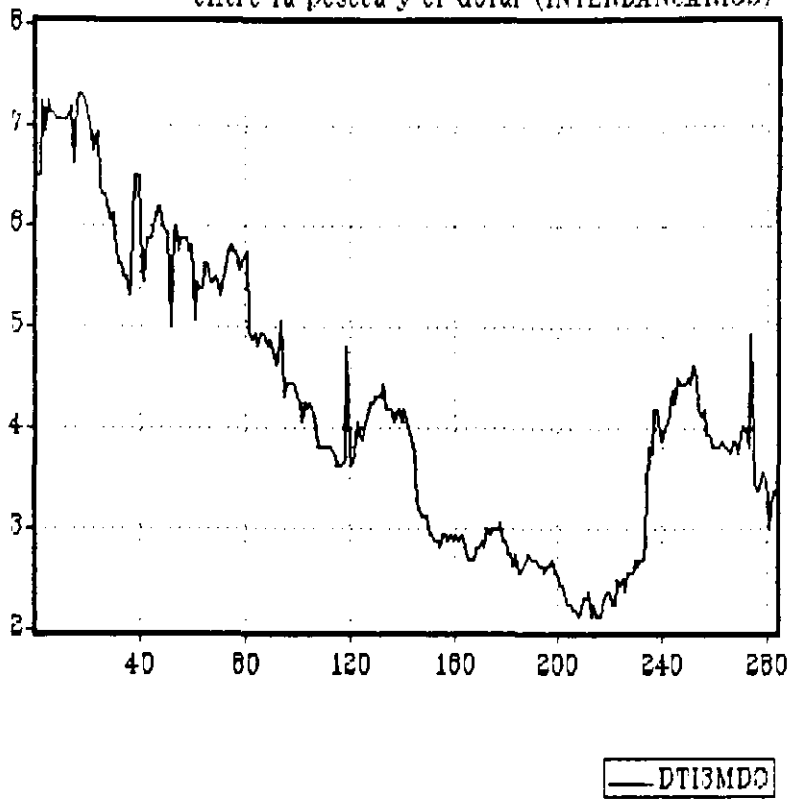


Grafico 4.19: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el marco (INTERBANCARIOS)

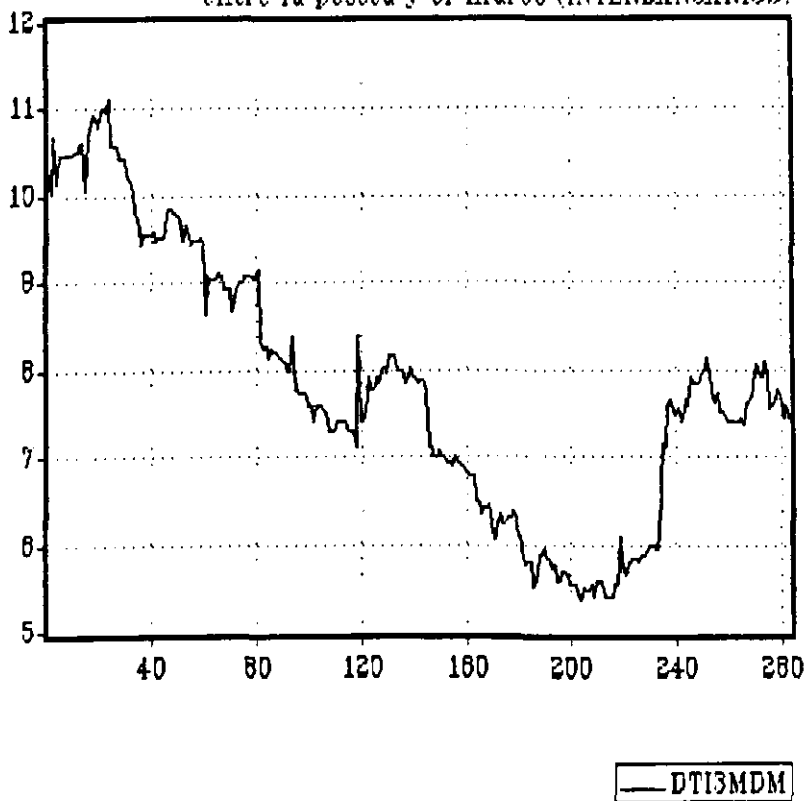
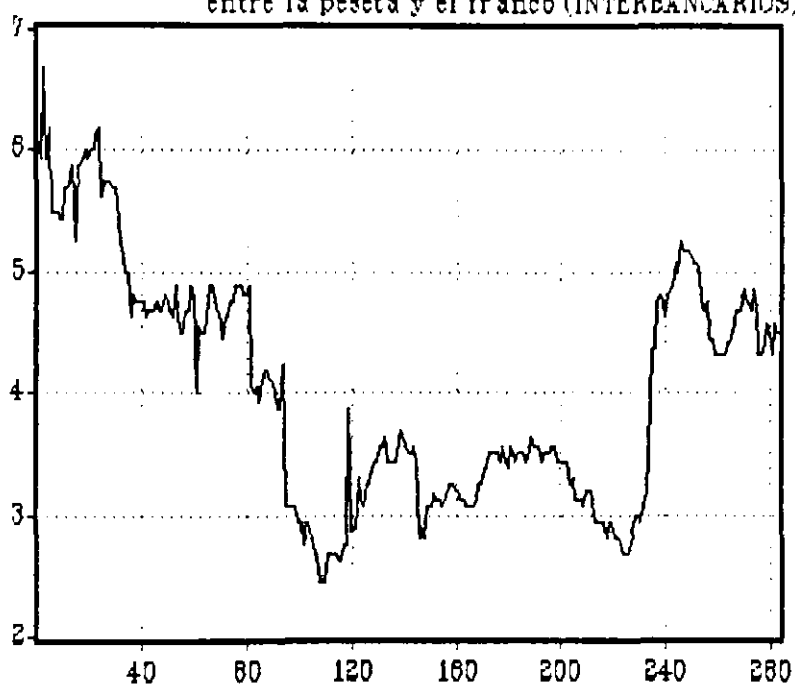


Grafico 4.20: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el franco (INTEREANCARIOS)



— DTI3MFR

TABLA 4-11: MODELOS UNIVARIANTES DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES (INTERBANCARIOS)

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL DOLAR

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= .7127 \text{ N487} + 1.0193 \text{ D2387} - .9417 \text{ E1288} \\
 &\quad (.1491) \quad (.1493) \quad (.1505) \\
 &+ .9439 \text{ E1388} - .6925 \text{ E2588} - .8089 \text{ F2388} \\
 &\quad (.1505) \quad (.1491) \quad (.1491) \\
 &- .6703 \text{ M1188} + 1.1284 \text{ A1488} - 1.0747 \text{ A1588} \\
 &\quad (.1508) \quad (.1505) \quad (.1505) \\
 &+ .9055 \text{ S2388} + 1.1039 \text{ N1788} + 1.1476 \text{ N1888} \\
 &\quad (.1498) \quad (.1509) \quad (.1505) \\
 &+ (1 - .1414B)a_t \\
 &\quad (.0603)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma^2_a = .226516 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 10.5; Q^*(24) = 21.5; \\
 Q^*(36) = 33.3.$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL MARCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= .5201 \text{ N487} + .5469 \text{ N2387} - .7416 \text{ E2588} \\
 &\quad (.1359) \quad (.1396) \quad (.1352) \\
 &- .8042 \text{ F2388} - .5442 \text{ M1188} + 1.2418 \text{ A1488} \\
 &\quad (.1352) \quad (.1375) \quad (.1379) \\
 &- .9933 \text{ A1588} - .6481 \text{ MY3088} + 1.0231 \text{ S2388} \\
 &\quad (.1376) \quad (.1354) \quad (.1360) \\
 &+ (1 - .1867B)a_t \\
 &\quad (.0619)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma^2_a = .189318 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 2.9; Q^*(24) = 15.2; \\
 Q^*(36) = 29.6$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL FRANCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= .750 \text{ N487} - .750 \text{ N587} - .690 \text{ N987} \\
 &\quad (.1275) \quad (.1275) \quad (.1275) \\
 &- .630 \text{ N2087} + .630 \text{ N2387} + .810 \text{ E2588} \\
 &\quad (.1275) \quad (.1275) \quad (.1275) \\
 &- .810 \text{ F2388} + 1.180 \text{ M1188} + 1.120 \text{ A1488} \\
 &\quad (.1275) \quad (.1275) \quad (.1275) \\
 &- 1.00 \text{ A1588} + .870 \text{ S2388} + a_t \\
 &\quad (.1275) \quad (.1275)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma^2_a = .162479 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 9.3; Q^*(24) = 24.7; \\
 Q^*(36) = 39.6$$

4-11 donde destacan dos hechos análogos al estudio de los diferenciales a un mes: el elevado número de valores atípicos en cada serie, así como la presencia de un modelo de media móvil para los diferenciales de la peseta con el dólar y con el marco. Las funciones de correlación cruzada para los tres casos se presentan en el apéndice F, destacando los reducidos valores de las correlaciones en la parte de retardos positivos de la CCF y algunas correlaciones algo más elevadas que el resto en la parte de correlaciones de orden negativo, indicando la posible simultaneidad entre las variables analizadas.

La única relación dinámica encontrada, estadísticamente válida, vincula al tipo de cambio peseta/franco con el diferencial de tipos de interés a tres meses de la peseta y del franco con 4 períodos de retraso, modelo cuya estimación arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
 (1-B)S_t = & \begin{array}{l}
 -.0046 + .1118 D1487 + .0640 F1088 \\
 (.0022) (.0290) \quad (.0167) \\
 - .1016 A788 + .1083 A888 - .0610 A988 \\
 (.0290) \quad (.0291) \quad (.0290) \\
 + .1155 J3088 - .1037 J12888 + .1317 AG2988 \\
 (.0290) \quad (.0290) \quad (.0205) \\
 + .1140 SEP88 - .0967 O1788 - .0962 N188 \\
 (.0205) \quad (.0294) \quad (.0294)
 \end{array} \\
 & \text{(D-6)} \\
 & - .0344 (1-B)(i_t - i^*t)_{t-4} + \frac{1}{(1 - .1833B^{10})} a_t \\
 & \quad (.0089) \quad (.0603)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 T = 283; \sigma_a^2 = .863961 \cdot 10^{-3}; Q^*(12) = 16.0 \\
 Q^*(24) = 29.1
 \end{aligned}$$

Comparando las intervenciones de los valores atípicos de este modelo con las realizadas en el modelo univariante del tipo de cambio peseta/franco, se aprecia que no se ha presentado la necesidad de modelizar los valores atípicos correspondientes al 6/11/1987 y al 12/2/1988, que han sido captados por el diferencial de tipos de interés. Sin embargo, al reducirse la varianza (21,2% de reducción), se han tenido que modelizar cinco valores atípicos adicionales para captar ese comportamiento anómalo. En este caso, el modelo nos indica que las variaciones de los diferenciales de tipos de interés tienen efecto sobre el tipo de cambio peseta/franco con un retraso de cuatro días, pudiendo así extenderse los comentarios realizados anteriormente al analizar la función de transferencia entre el tipo de cambio peseta/marco y el diferencial de tipos de interés en el interbancario a un mes.

Por lo que respecta al comportamiento predictivo del modelo, de nuevo se producen mejoras con respecto al paseo aleatorio, como se puede apreciar en la tabla 4-12, en la que se comparan las predicciones de estos dos modelos mediante el %PE y el %RMSE.

| TABLA 4-12: TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO: VALORES ACTUALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS PREDICTIVAS DE LOS MODELOS RW + θ Y FUNCION DE TRANSFERENCIA CON DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES INTERBANCARIOS | | | | | |
|---|----------------------|------------|--------------------------|------------|--------|
| ACTUAL | PREDICCIÓN | | PREDICCIÓN | | |
| | RW + θ (a) | %PE de (a) | FT + θ + I (b) | %PE de (b) | |
| DIA | | | | | |
| 15 | 19.285 | 19.314 | .1505 | 19.311 | .1364 |
| 16 | 19.265 | 19.284 | .0982 | 19.281 | .0851 |
| 17 | 19.285 | 19.264 | -.1096 | 19.258 | -.1390 |
| 18 | 19.275 | 19.285 | .0463 | 19.284 | .0451 |
| 21 | 19.265 | 19.274 | .0462 | 19.275 | .0529 |
| 22 | 19.245 | 19.264 | .0980 | 19.263 | .0961 |
| 23 | 19.225 | 19.244 | .0978 | 19.235 | .0499 |
| 24 | 19.205 | 19.224 | .0975 | 19.227 | .1135 |
| 25 | 19.205 | 19.204 | -.0069 | 19.219 | .0744 |
| 28 | 19.235 | 19.204 | -.1629 | 19.201 | -.1778 |
| 29 | 19.115 | 19.234 | .6214 | 19.223 | .5639 |
| 30 | 19.105 | 19.114 | .0438 | 19.102 | -.0136 |
| %RMSE | | | .2025 | .1893 | |

4.3.2.2.2 Diferenciales de tipos de interés: Euro-mercado

Las características comunes que se observan en los distintos diferenciales de tipos de interés, siendo éstos para el dólar, el marco y el franco los que se determinan en el euromercado, nos llevan a realizar el análisis sin distinguir entre los diversos plazos de vencimiento considerados. Destaca el hecho de que ninguno de los diferenciales de tipos de interés presentan media constante a lo largo del período muestral anali-

Gráfico 4-21: Diferencial de tipos de interes a 1 día entre la peseta y el dolar (EUROMERCADO)

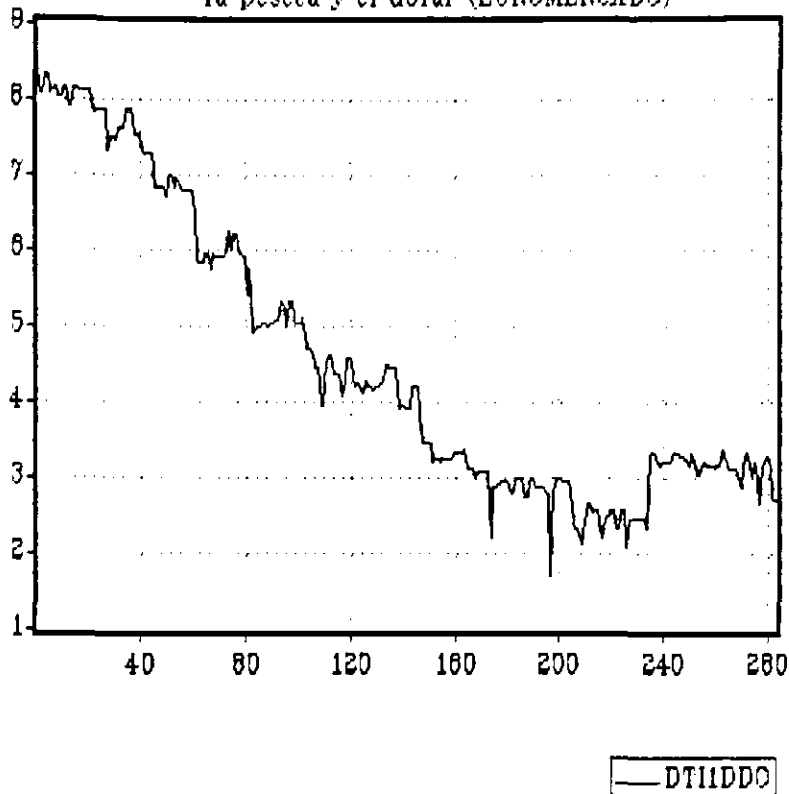


Gráfico 4-22: Diferencial de tipos de interes a 1 día entre la peseta y el marco (EUROMERCADO)

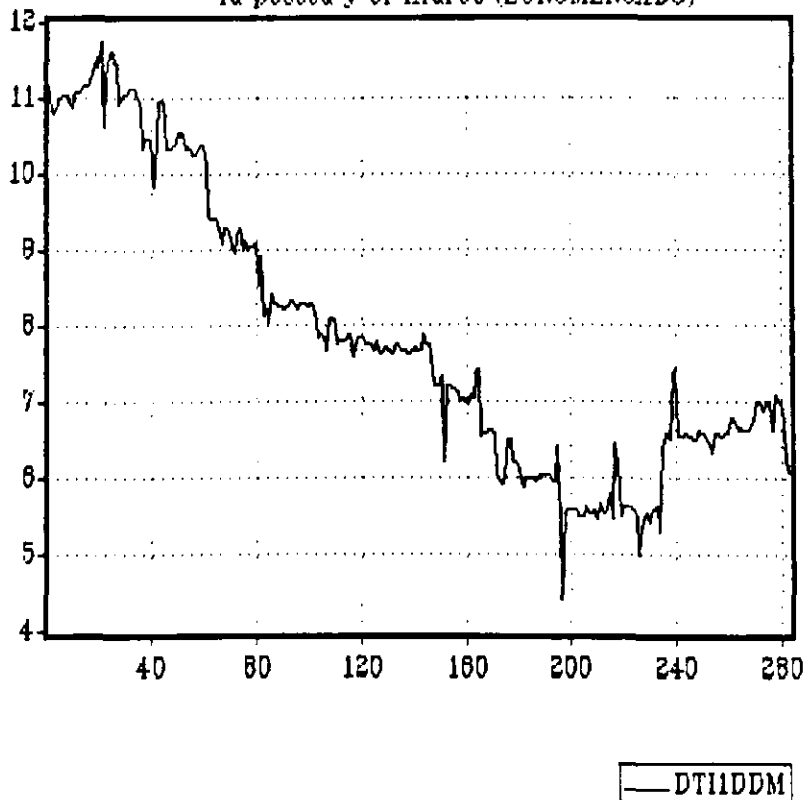


Grafico 4.23: Diferencial de tipos de interes a 1 dia entre la peseta y el franco (EUROMERCADO)

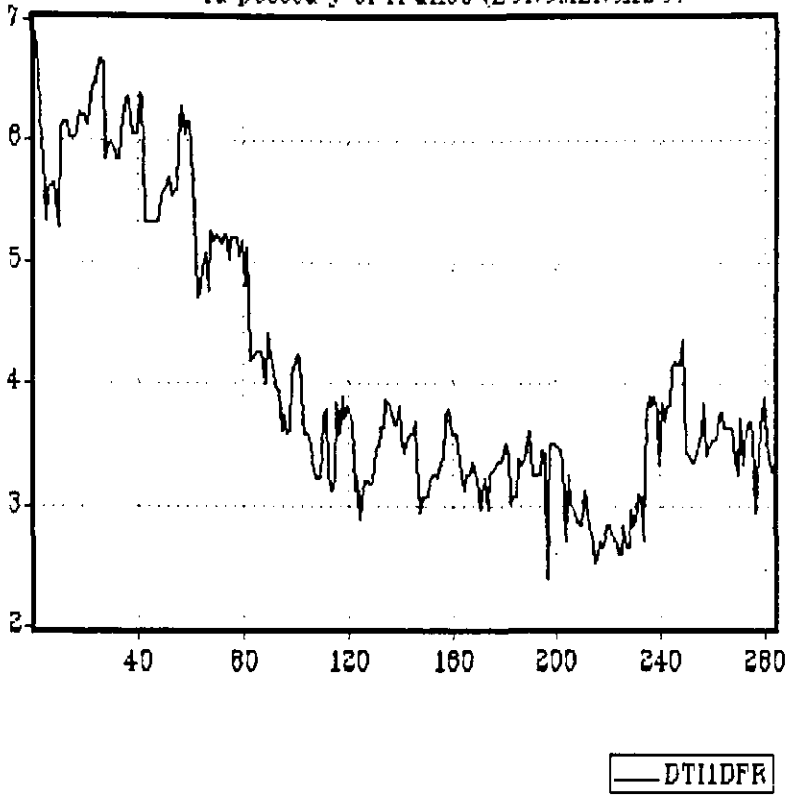


Grafico 4.24: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el dolar (EUROMERCADO)

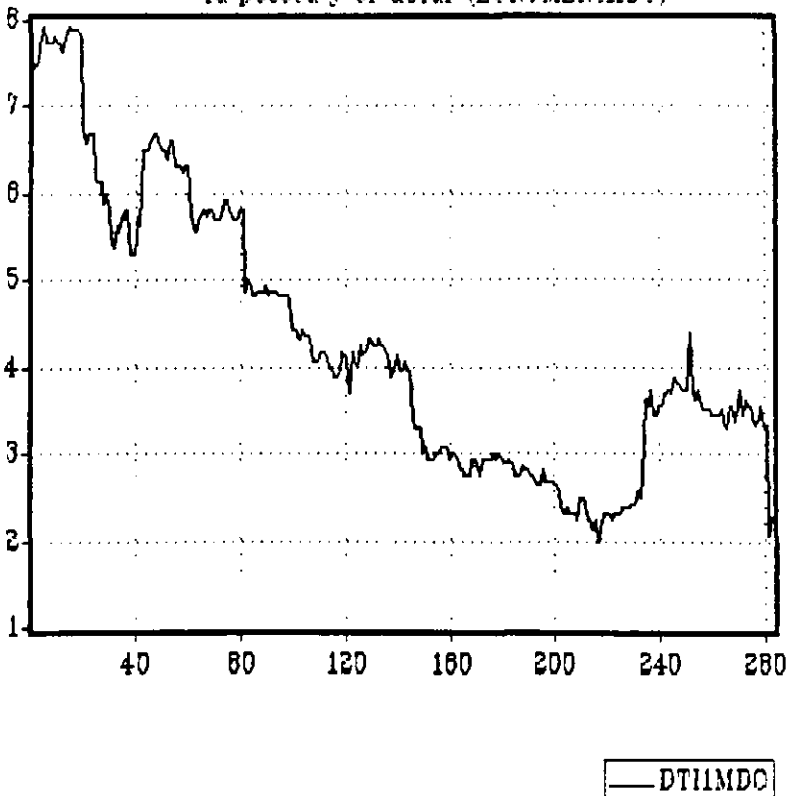


Grafico 4.25: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el marco (EUROMERCADO)

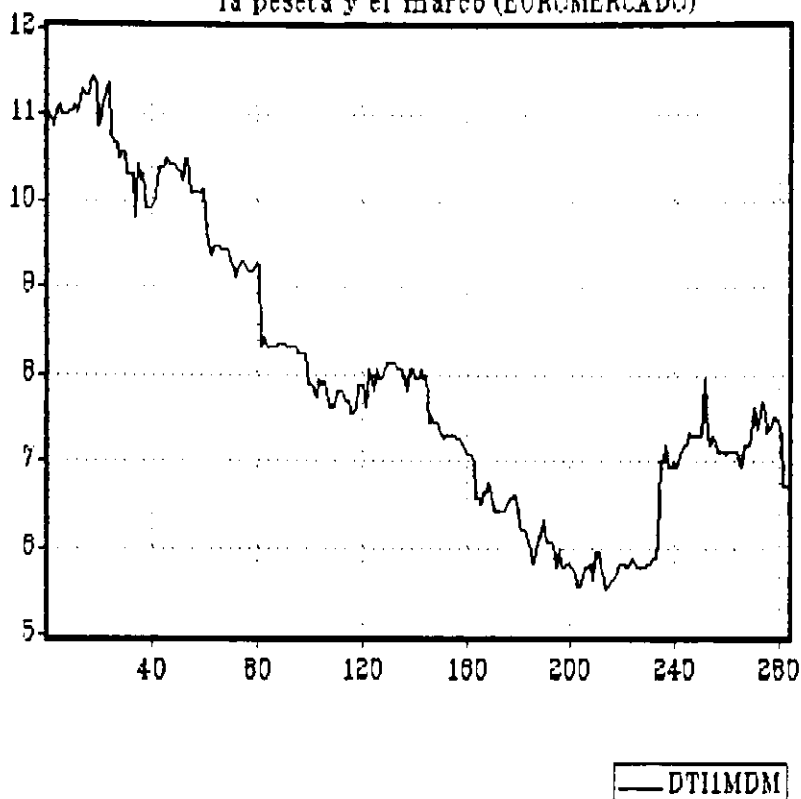


Grafico 4.26: Diferencial de tipos de interes a 1 mes entre la peseta y el franco (EUROMERCADO)

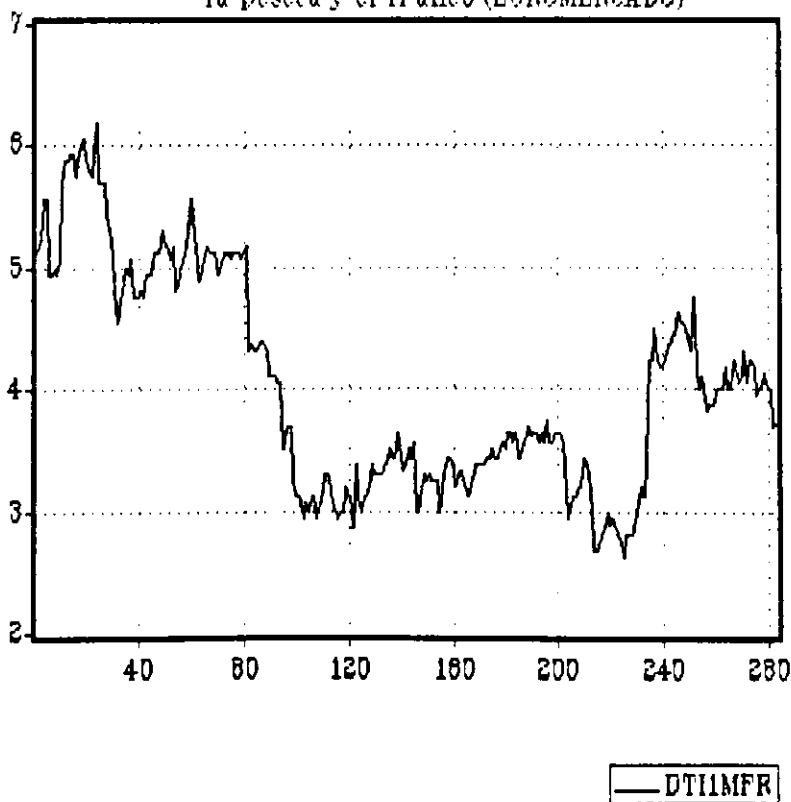


Grafico 4.27: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el dolar (EUROMERCADO)

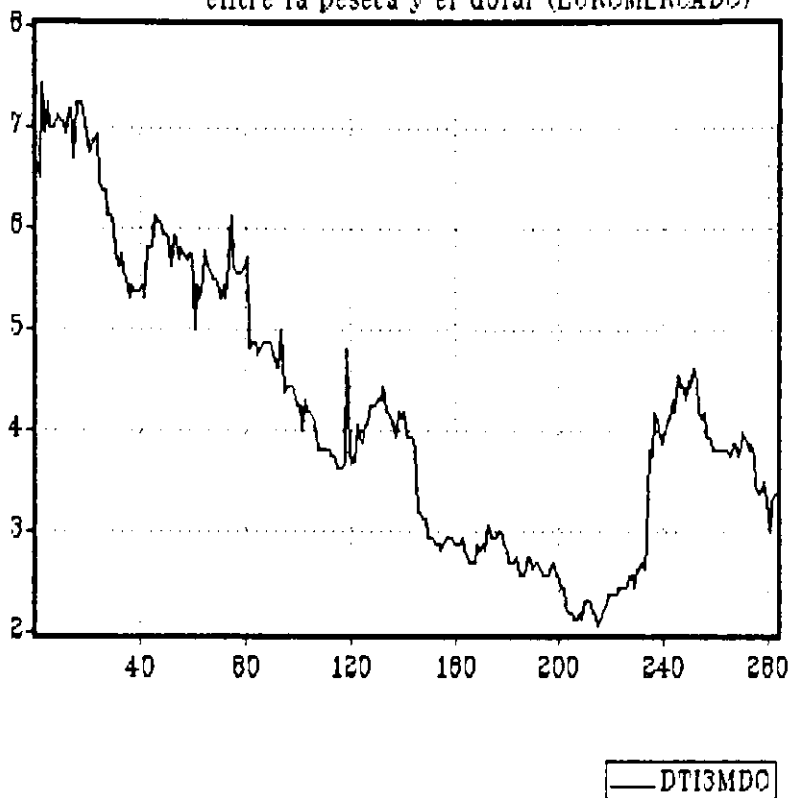


Grafico 4.28: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el marco (EUROMERCADO)

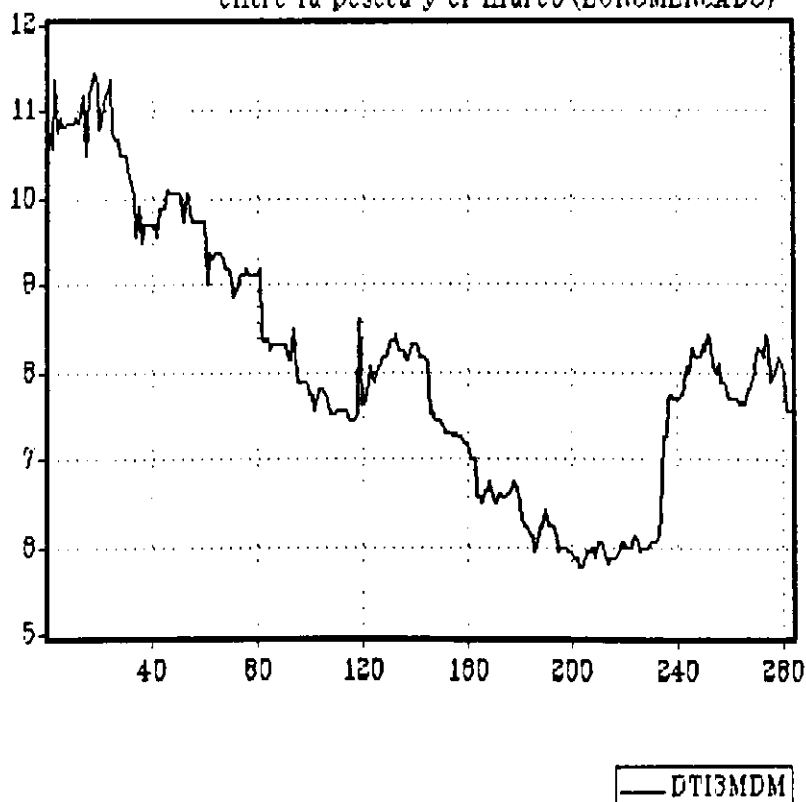
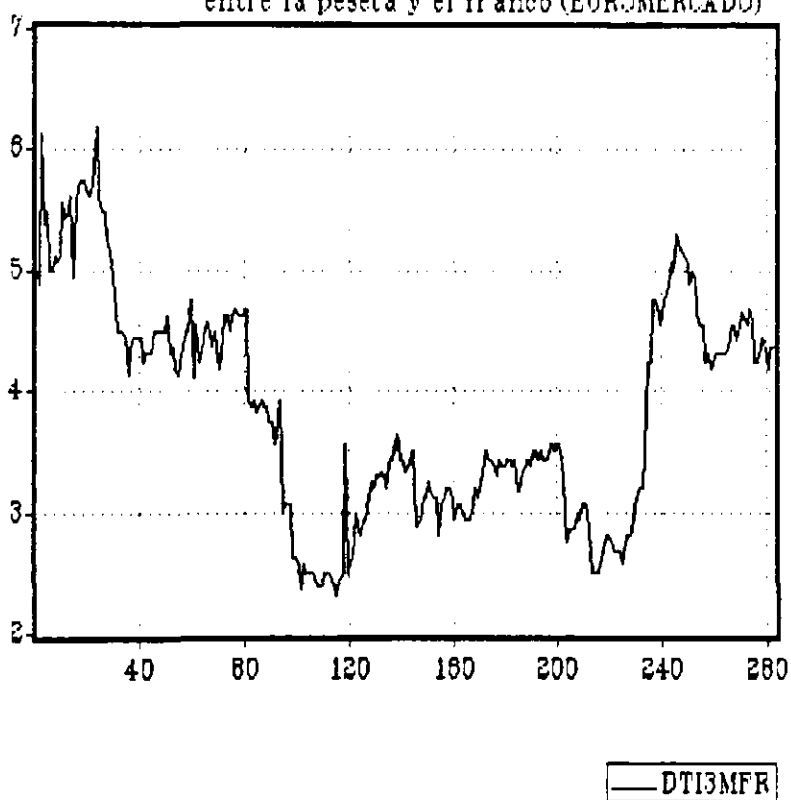


Grafico 4.20: Diferencial de tipos de interes a 3 meses
entre la peseta y el franco (EUROMERCADO)



zado (gráficos 4.21 a 4.29), por lo que las variables se expresan en primeras diferencias para conseguir la estacionariedad en media. Así mismo, a partir de los resultados de las tablas 4-13 a 4-15, que recogen los modelos univariantes para los diferenciales de tipos de interés a un día, a un mes y a tres meses respectivamente, se aprecia, para casi todos los casos, la presencia de un componente de media móvil de orden bajo, recogiendo el carácter aleatorio de estas variables. Por su parte, los diferenciales de tipos de interés para la peseta y el franco para todos los vencimientos considerados presentan un componente autorregresivo de primer orden, poniendo de manifiesto la importancia del pasado más reciente en la explicación de estos diferenciales.

Por lo que respecta a las funciones de correlación cruzada entre los tipos de cambio y los diferenciales de tipos de interés para los diversos plazos de vencimiento, recogidas en el apéndice F, todas presentan la característica de tener las correlaciones de retardos positivos muy reducidas, mientras que las correlaciones más elevadas se localizan en la parte de la CCF que representa las correlaciones de retardos negativos, recogiendo de nuevo el problema de la simultaneidad. De esta forma, se pone de nuevo de manifiesto que los operadores en el mercado de divisas anticipan las variaciones de los tipos de interés del euromercado, tomando posiciones antes de que éstas se produzcan.

TABLA 4-13: MODELOS UNIVARIANTES DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES A UN DIA (EUROMERCADO)

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL DOLAR

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & -.0150 - .6243 E2688 - .9367 F2488 \\
 & (.0070) (.1504) \quad (.1535) \\
 & - .8637 J3088 - 1.0669 AG288 - 1.1354 AG388 \\
 & (.1504) \quad (.1504) \quad (.1504) \\
 & + .9430 S2388 + (1 - .2389B^2) a_t \\
 & (.1504) \quad (.0591)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .239711 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 12.5; Q^*(24) = 18.3; \\
 Q^*(36) = 31.7.$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL MARCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & - 1.1260 D187 + .9180 D3087 - .777 F2488 \\
 & (.2045) \quad (.2045) \quad (.2045) \\
 & - 1.1420 MY3188 - .9480 AG188 - 1.045 AG288 \\
 & (.2045) \quad (.2045) \quad (.2045) \\
 & - 1.099 AG388 + 1.050 S2388 + .8449 S2988 + a_t \\
 & (.2045) \quad (.2045) \quad (.2045)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .418008 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 9.5; Q^*(24) = 25.2; \\
 Q^*(36) = 33.9$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL FRANCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) = & .8569 N687 - .6308 D987 - .8925 D3087 \\
 & (.1905) \quad (.1811) \quad (.1819) \\
 & - .9961 F2488 - 1.0786 AG288 + 1.0234 AG388 \\
 & (.1787) \quad (.1866) \quad (.1866) \\
 & + 1.0763 S2388 - .7777 O1488 \\
 & (.1779) \quad (.1802) \\
 & \quad (1 - .8890B) \\
 & \quad \quad (.0438) \\
 & + \frac{\quad}{(1 - .6909B)} a_t \\
 & \quad \quad (.0668)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .375189 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 7.2; Q^*(24) = 17.1; \\
 Q^*(36) = 27.0$$

TABLA 4-14: MODELOS UNIVARIANTES DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES A UN MES (EUROMERCADO)

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL DOLAR

$$(1-B)(i_t - i^*_t) = -.0156 - 1.0776 N2787 + .8844 D3087$$

$$(.0068) \quad (.1335) \quad (.1334)$$

$$- .8961 F2388 + .9257 S2388 + .5450 O1888$$

$$(.1335) \quad (.1344) \quad (.1355)$$

$$+ 1.2012 N2988 + (1 - .1648B)a_t$$

$$(.1336) \quad (.0593)$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .182220 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 12.5; Q^*(24) = 24.0;$$

$$Q^*(36) = 46.5.$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL MARCO

$$(1-B)(i_t - i^*_t) = - .630 D487 + .630 D1887 - .940 F2388$$

$$(.1251) \quad (.1251) \quad (.1251)$$

$$- .579 MY3088 + .870 S2388 - .620 N2988$$

$$(.1251) \quad (.1251) \quad (.1251)$$

$$- .630 O1888 - .630 O1988 + a_t$$

$$(.1251) \quad (.1251)$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .156373 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 8.2; Q^*(24) = 14.2;$$

$$Q^*(36) = 25.4$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL FRANCO

$$(1-B)(i_t - i^*_t) = -.6606 N987 + .6476 N1787 - .8729 F3088$$

$$(.1404) \quad (.1328) \quad (.1303)$$

$$- .5860 M1188 - .5342 MY2388 + .8636 S2388$$

$$(.1305) \quad (.1305) \quad (.1322)$$

$$+ .4127 O1888 - .5893 O1988$$

$$(.1314) \quad (.1310)$$

$$+ \frac{(1 - .8023B)}{(.1252)} a_t$$

$$+ \frac{(1 - .7146B)}{(.1475)} a_t$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .173183 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 13.2; Q^*(24) = 26.9;$$

$$Q^*(36) = 42.1$$

TABLA 4-15: MODELOS UNIVARIANTES DE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERES A TRES MESES (EUROMERCADO)

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL DOLAR

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= .7964 \text{ N487} - .6358 \text{ E2588} - .8681 \text{ F2388} \\
 &\quad (.1427) \quad (.1422) \quad (.1424) \\
 &- 1.1351 \text{ A1488} - 1.0697 \text{ A1588} - .6608 \text{ MY2388} \\
 &\quad (.1474) \quad (.1474) \quad (.1425) \\
 &+ .9606 \text{ S2388} + (1 - .2616B)a_t \\
 &\quad (.1433) \quad (.0580)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .217273 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 12.6; Q^*(24) = 30.8; \\
 Q^*(36) = 48.5.$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL MARCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= - .5269 \text{ N2087} - .6141 \text{ D487} - .6814 \text{ E2588} \\
 &\quad (.1473) \quad (.1473) \quad (.1469) \\
 &- .801 \text{ F2388} + 1.1311 \text{ A1488} - .9937 \text{ A1588} \\
 &\quad (.1469) \quad (.1495) \quad (.1495) \\
 &- .6251 \text{ MY2388} + .9344 \text{ S2388} + (1 - .1877B)a_t \\
 &\quad (.1470) \quad (.1478) \quad (.0592)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .223448 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 12.5; Q^*(24) = 31.4; \\
 Q^*(36) = 57.0$$

DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES DE LA PESETA Y DEL FRANCO

$$\begin{aligned}
 (1-B)(i_t - i^*_t) &= 1.1360 \text{ N487} - .5905 \text{ N2087} - .7514 \text{ F3088} \\
 &\quad (.1593) \quad (.1593) \quad (.1592) \\
 &- .8907 \text{ M1188} + 1.0669 \text{ A1488} - 1.0530 \text{ A1588} \\
 &\quad (.1602) \quad (.1606) \quad (.1606) \\
 &+ .7901 \text{ S2388} + \frac{1}{(1 + .1318B)} a_t \\
 &\quad (.1602) \quad (.060)
 \end{aligned}$$

$$T = 283; \sigma_a^2 = .257846 \cdot 10^{-1}; Q^*(12) = 10.7; Q^*(24) = 27.4; \\
 Q^*(36) = 33.7$$

4.3.2.2.3 Relaciones dinámicas entre los tipos de cambio y los diferenciales de tipos de interés: comentarios y conclusiones

A partir de lo expuesto en las dos secciones anteriores, una primera conclusión que se puede extraer es el fracaso de la teoría de la paridad descubierta de tipos de interés en el caso del tipo de cambio peseta/dólar, que no presenta relación alguna con los diferenciales de tipos de interés empleados en el análisis, mientras que únicamente se encuentra relación con los diferenciales de tipos de interés interbancarios a un mes para el caso del marco y a tres meses para el tipo de cambio peseta/franco. Estos resultados no son sorprendentes, puesto que, como señalan Baillie y McMahon (1989), numerosos autores han encontrado períodos en los que se producen desviaciones sustanciales de esta teoría.

Se han señalado diversas razones para explicar este fracaso, destacando las proporcionadas por Officer y Willer (1970) y por Stoll (1972) quienes consideraron que el incumplimiento de la Paridad Descubierta de Intereses se debe a la existencia de costes en las transacciones y a la aversión al riesgo por parte de los participantes en el mercado. Por su parte, Agmon y Bronfeld (1975), Holmes y Schott (1965), Minot (1974) y Prachowny (1970) atribuyen el fracaso de la teoría a la existencia de controles de capital, a los diferentes sistemas fiscales existentes en los diversos países y a la calidad de los datos empleados en la verificación de esta teoría.

En nuestro caso, pensamos que el incumplimiento de la teoría de la Paridad Descubierta de Tipos de Interés puede deberse a las continuas intervenciones de los bancos centrales, y, en especial, del Banco de España en el mercado de divisas, frenando las tendencias apreciadoras de la peseta en los períodos en los que los diferenciales de tipos de interés con el exterior se amplían. La entrada de divisas en España, atraídas por los elevados tipos de interés que mantienen las autoridades económicas españolas por la política monetaria restrictiva, ha sido especialmente fuerte en el período muestral considerado en el análisis, provocando, en un principio, intervenciones masivas en el mercado de divisas por parte del Banco de España, con el objeto de estabilizar la cotización de nuestra moneda y, finalmente, regulaciones específicas que frenaron momentáneamente la entrada de capital extranjero, aunque, posteriormente, en el tercer trimestre, se incrementaron de nuevo las presiones alcistas sobre la peseta por la elevación de los tipos de interés españoles. Todas estas intervenciones en el mercado provocan, además de las imperfecciones anteriormente señaladas, que las variaciones de los diferenciales de tipos de interés no se dejen sentir en los tipos de cambio, según postula la teoría de la Paridad Descubierta de Intereses, por lo que ésta puede ser la razón del incumplimiento de esta teoría para el caso español, sin perjuicio de que las causas expuestas por los diferentes autores, anteriormente reseñadas, tengan también sus efectos para el caso español.

4.3.2.3 Relaciones entre los tipos de cambio

Desde que empezó la depreciación del dólar, propiciada por las autoridades económicas norteamericanas y posteriormente ratificada y apoyada por los países miembros del grupo de los 7, los mercados de divisas, a nivel internacional, han estado dominados por los avatares del dólar. Asimismo, dentro del área económica del mercado común, la evolución de los tipos de cambio viene dominada por las variaciones de la moneda más fuerte dentro del Sistema Monetario Europeo, el marco alemán. Por estos motivos, se consideró la posibilidad de establecer relaciones entre los tres tipos de cambio considerados, con el objeto de verificar el carácter dominante de ambas monedas en el período muestral objeto del análisis.

4.3.2.3.1 Tipo de cambio peseta/dólar y tipo de cambio peseta/marco

Un primer acercamiento al estudio de las relaciones entre los tipos de cambio es el análisis gráfico de las variables dos a dos, a partir del cual podemos observar comportamientos análogos entre ellas. En el caso del dólar y el marco, ambos tipos de cambio representados en el gráfico 4.30, podemos deducir que no existen ningún comportamiento 'típico' durante todo el período muestral, hecho que puede apreciarse con mayor claridad al analizar los gráficos 4.31 y 4.32 que recogen la evolución de ambos tipos de cambio en dos períodos distintos: desde el principio de la muestra hasta mediados de mayo y desde el 13 de mayo hasta el final del período considerado respectivamente. En

Grafico 4.30: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta/marco
Periodo: 2/1/87 a 30/11/88



Grafico 4.31: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta/marco
 Periodo: 2/11/87 a 12/5/88

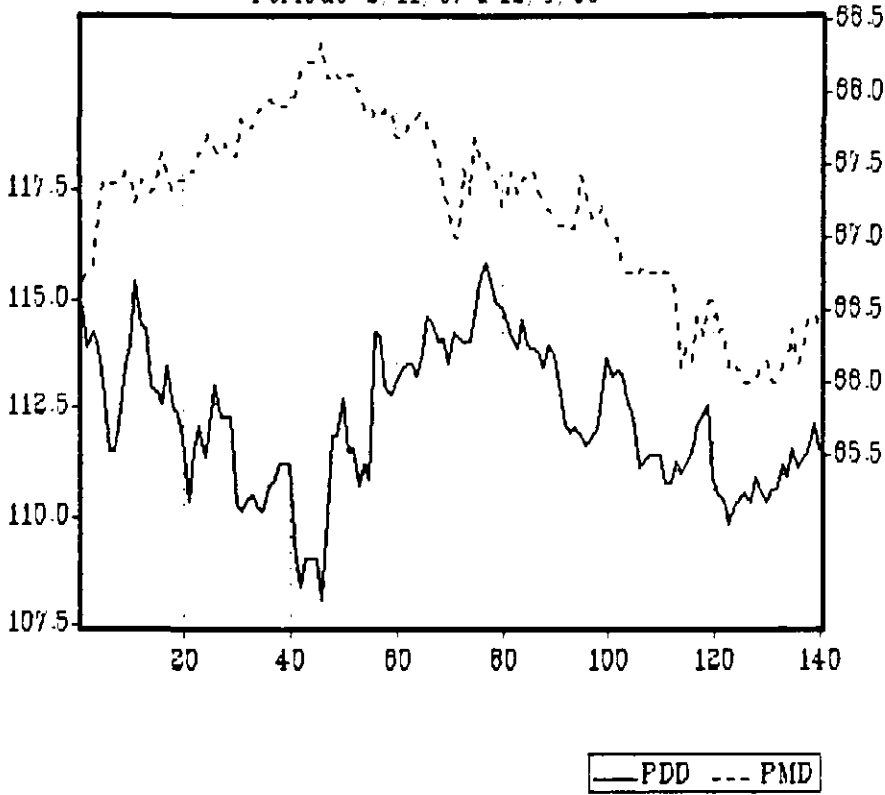
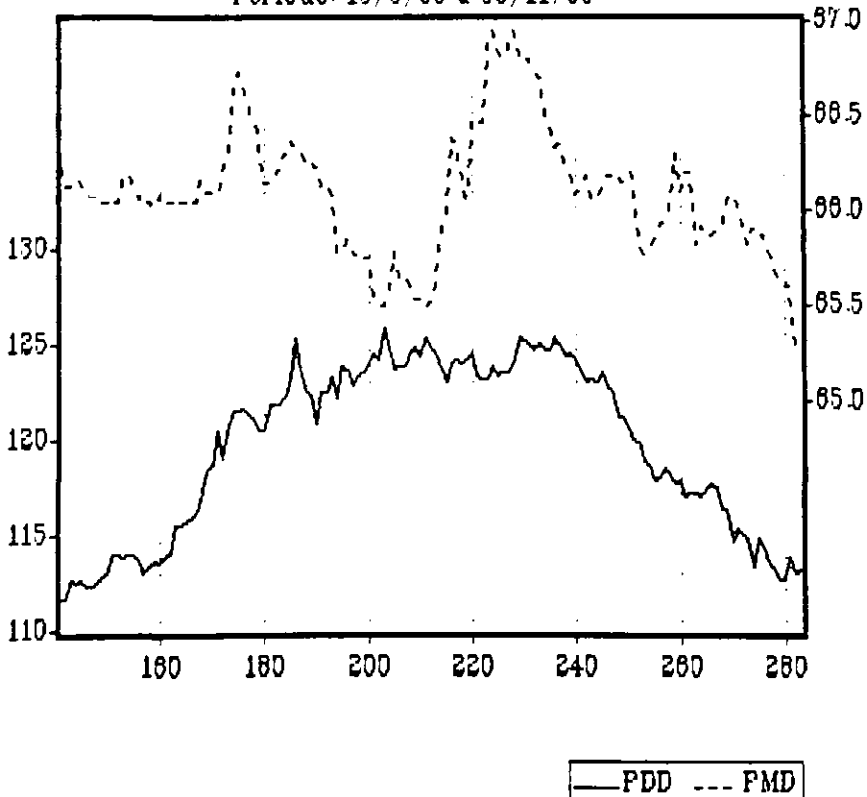


Grafico 4.32: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta marco
 Periodo: 13/5/88 a 30/11/88



la primera parte, se observan a su vez dos comportamientos diferentes. Por un lado, hasta mediados de febrero, la evolución del tipo de cambio peseta/dólar fue la inversa a la del marco, coincidiendo la depreciación del dólar a raíz del 'crash' bursátil de octubre de 1987 con la mayor confianza en el marco y su consiguiente apreciación, invirtiéndose la tendencia tras la declaración de apoyo al dólar, anteriormente comentado, acordado por el grupo de los 3, en enero de 1988. La elevación de los tipos de interés españoles y la fortaleza de la libra esterlina fueron los factores que marcaron el cambio de comportamiento que se observa en el gráfico 4.31 a partir de febrero, momento en el cual se inicia la disminución de ambos tipos de cambio, coincidiendo casi exactamente en el mismo momento del tiempo las apreciaciones y depreciaciones de ambas monedas. A partir de mediados de mayo y hasta finales de septiembre, cada tipo de cambio sigue una evolución distinta, sin apreciarse una correspondencia tan clara como en las anteriores. En estos meses, por un lado, se produce la disminución de los tipos de interés españoles y, por otro, se generan tensiones en el S.M.E. que marcan el comportamiento de la divisa alemana. Finalmente, una nueva elevación de los tipos de interés españoles genera presiones apreciadoras de la peseta que se reflejan en el gráfico 4.32 con la disminución de los tipos de cambio, aunque no se observa ninguna correspondencia entre ambos; es decir, ambas monedas se deprecian, pero las leves apreciaciones del dólar en este período no se corresponden con apreciaciones o depreciaciones del marco. Se puede deducir por

Gráfico 4.33: Función de correlación cruzada entre el marco y el dólar

```

TIME PERIOD ANALYZED . . . . . 1 TO 281
NAMES OF THE SERIES . . . . . F4PMD R4
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . . . . . 281 281
STANDARD DEVIATION OF THE SERIES . . . . . .1347 .0062
MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES . . . . . -.0054 .0000
STANDARD DEVIATION OF THE MEAN . . . . . .0080 .0004
T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) . . . . . -.6679 -.0861

CORRELATION BETWEEN R4 AND F4PMD IS -.04

CROSS CORRELATION BETWEEN F4PMD(T) AND R4(T-L)

1- 12 -.02 .03 -.01 .02 .05 -.04 -.00 -.00 -.01 -.04 .01 .07
ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.03 -.00 -.04
ST.E. .06 .06 .06

CROSS CORRELATION BETWEEN R4(T) AND F4PMD(T-L)

1- 12 .02 -.03 .02 .07 -.05 .04 .05 .02 -.06 -.01 .01 .01
ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 .10 .03 -.06
ST.E. .06 .06 .06

-1.0 -.8 -.6 -.4 -.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
I
-15 -.06 + XI +
-14 .03 + IX +
-13 .10 + IXXX
-12 .01 + I +
-11 .01 + I +
-10 -.01 + I +
-9 -.06 +XXI +
-8 .02 + I +
-7 .05 + IX +
-6 .04 + IX +
-5 -.05 + XI +
-4 .07 + IXX+
-3 .02 + IX +
-2 -.03 + XI +
-1 .02 + I +
0 -.04 + XI +
1 -.02 + XI +
2 .03 + IX +
3 -.01 + I +
4 .02 + I +
5 .05 + IX +
6 -.04 + XI +
7 .00 + I +
8 .00 + I +
9 -.01 + I +
10 -.04 + XI +
11 .01 + I +
12 .07 + IXX+
13 .03 + XI +
14 .00 + I +
15 -.04 + XI +

```

tanto, que sólo en la primera parte del período muestral considerado, ambos tipos de cambio presentan una evolución similar, por lo que parece dudoso que el carácter dominante del dólar se verifique en este período, como se puede apreciar en la función de correlación cruzada entre ambas variables, recogida en el gráfico 4.33 (9), que presenta correlaciones muy reducidas no pudiendo establecerse relación alguna entre ambas variables. Este análisis nos lleva a concluir que, salvo en los dos primeros meses del período muestral considerado, no se observa que el comportamiento del dólar determine la evolución del marco en el mercado de divisas.

4.3.2.3.2 Tipo de cambio peseta/dólar y tipo de cambio peseta/franco

El estudio de la relación entre los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco presenta las mismas características que la relación anterior,

(9) Esta función de correlación cruzada se realizó preblanqueando el tipo de cambio peseta/marco con el modelo ARIMA(1,1,1) para el tipo de cambio peseta/dólar sin incluir ninguna intervención para los valores atípicos que presenta esta variable, pensando que estas elevaciones o disminuciones bruscas podían causar alguna variación en el tipo de cambio peseta/marco. También se realizó el filtrado de esta variable utilizando el modelo univariante con intervenciones del tipo de cambio peseta/dólar, obteniéndose una CCF que presenta las mismas características que la aquí presentada, por lo que, en este caso, el análisis de intervención no resulta determinante.

Grafico 4.34: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta/franco
 Periodo: 2/11/87 a 30/11/88

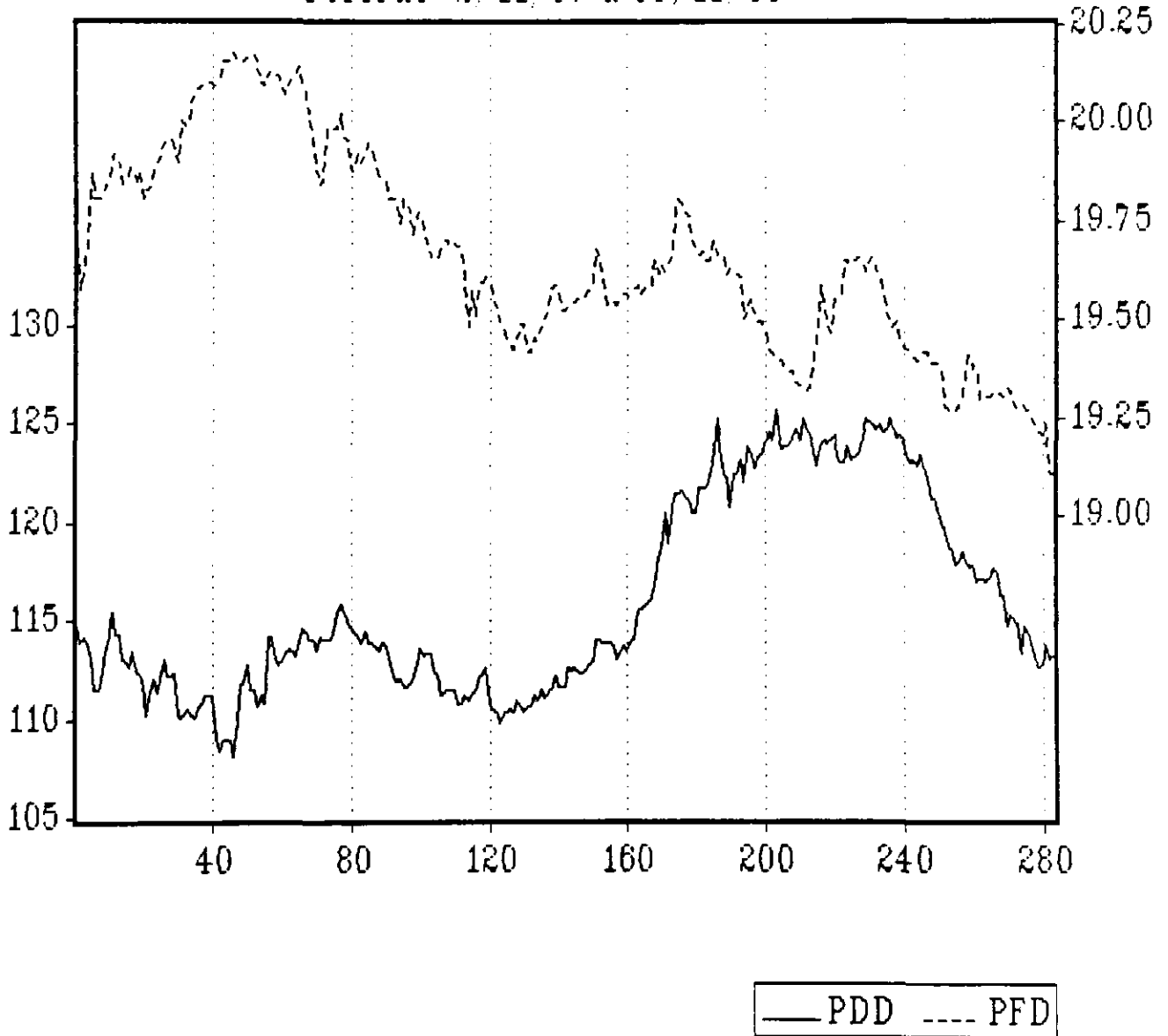


Grafico 4.35: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta/franco

Periodo: 2/11/87 a 12/5/88

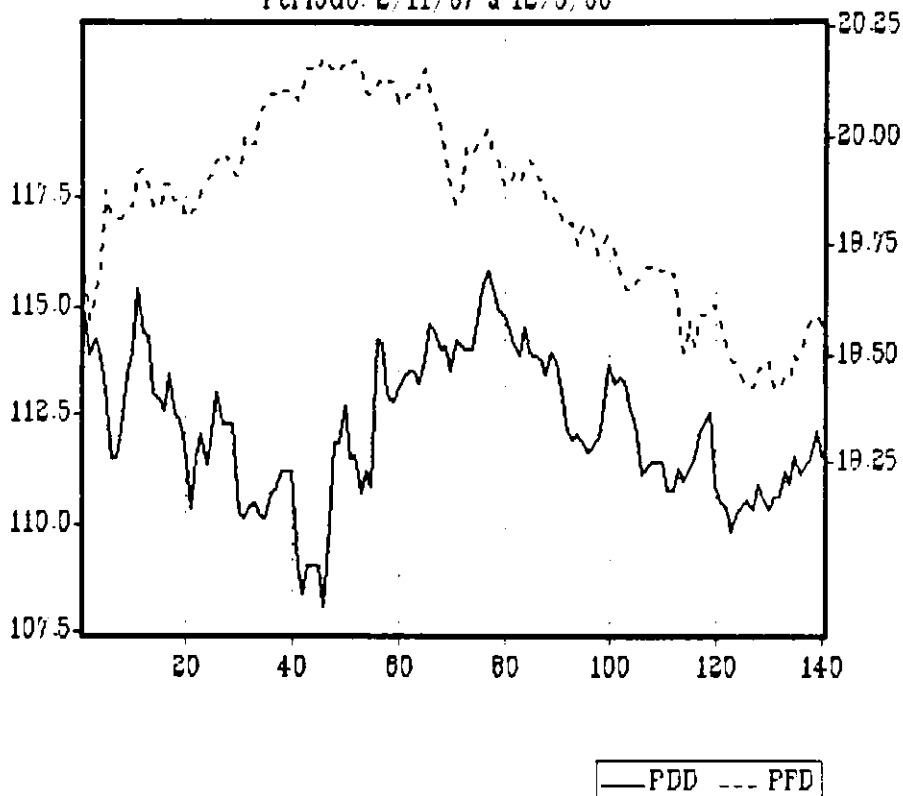
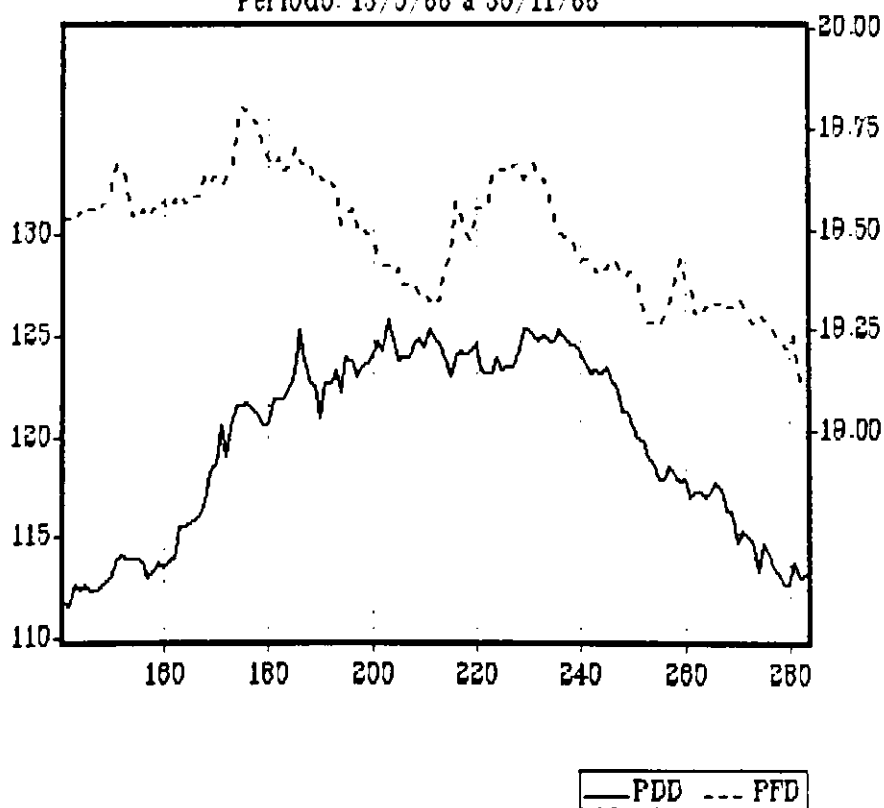


Grafico 4.36: Tipos de cambio peseta/dolar y peseta/franco

Periodo: 13/5/88 a 30/11/88



como se puede apreciar en los gráficos 4.34 a 4.36, que presentan la evolución de ambos tipos de cambio para el período muestral completo y para la primera y segunda parte de la muestra respectivamente. Debido a la gran similitud existente entre estos gráficos y los presentados en la sección anterior, se pueden extender los comentarios anteriores, por lo que nos centraremos en el análisis de la CCF entre ambos tipos de cambio, función que se recoge en el gráfico 4.37.(10). Destacan de nuevo los reducidos valores de las correlaciones, aunque se aprecia un valor algo más elevado para la correlación de orden 0 que puede deberse a la disminución, al final del período, de los dos tipos de cambio, que es algo más acusada que en el caso del tipo de cambio peseta/marco. Bien es verdad que ambas depreciaciones tienen orígenes distintos, como se comentó al realizar el análisis de cada tipo de cambio por separado. Por este motivo, pensamos que esta correlación más elevada puede ser espúria por lo que no se tuvo en consideración. No se puede olvidar que la moneda francesa se encuentra dentro del mecanismo cambiario del S.M.E., por lo que, como veremos a continuación, depende más de las variaciones del marco, la moneda más fuerte del S.M.E. y, si de alguna manera dependiese de los avatares del dólar, creemos que lo haría de forma indirecta, a través de la evolución del marco alemán.

(10) La CCF entre ambos tipos de cambio se realizó siguiendo los criterios expuestos en la nota (9).

Gráfico 4.37: Función de correlación cruzada entre el franco y el dólar

TIME PERIOD ANALYZED 1 TO 281
 NAMES OF THE SERIES F4PPD R4
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 281 281
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0400 .0082
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0018 .0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0024 .0004
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) - .7615 .0861

CORRELATION BETWEEN R4 AND F4PPD IS .12

CROSS CORRELATION BETWEEN F4PPD(T) AND R4(T-L)
 1- 12 .03 .01 -.06 -.01 -.00 .04 .05 .02 .04 -.07 .01 .05
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.06 .03 -.04
 ST.E. .06 .06 .06

CROSS CORRELATION BETWEEN R4(T) AND F4PPD(T-L)
 1- 12 .07 -.10 .04 .04 -.02 .04 .01 .06 -.08 -.01 .04 .07
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 .11 .02 .08
 ST.E. .06 .06 .06

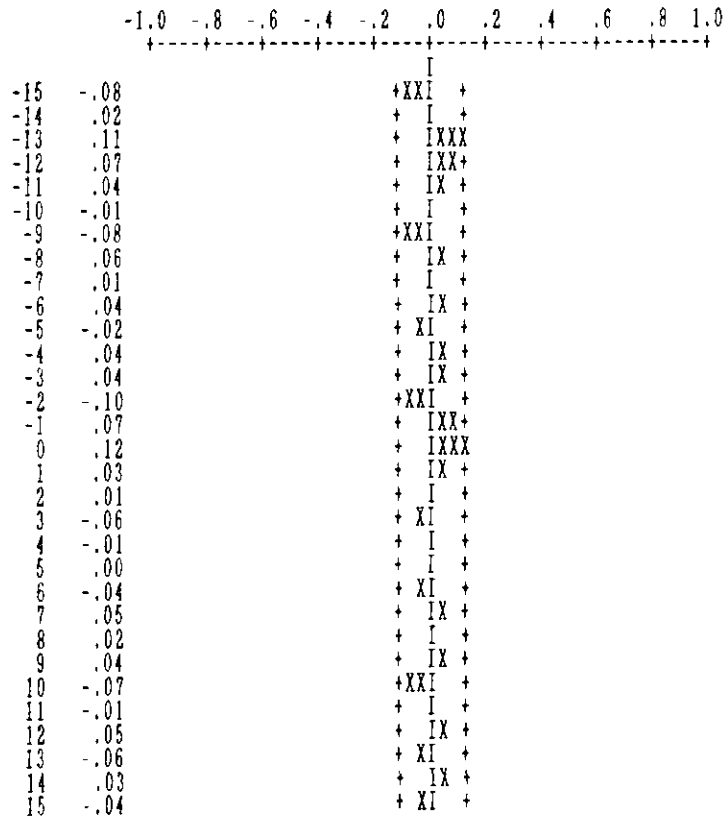


Grafico 4.38: Tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco
 Periodo 2/11/87 a 30/11/88

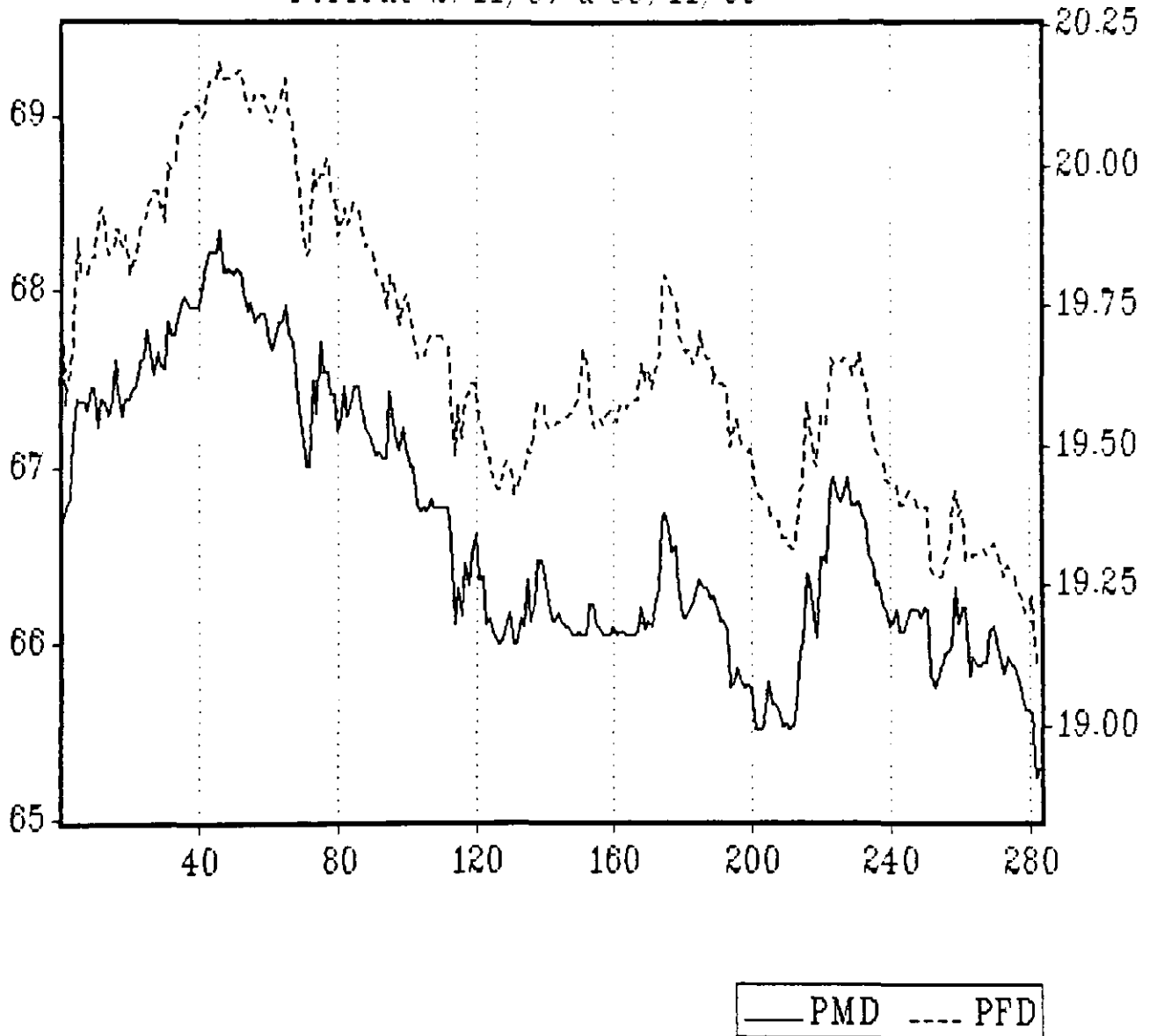


Gráfico 4.39: Función de correlación cruzada entre el franco y el marco

```

TIME PERIOD ANALYZED . . . . . 1 TO 281
NAMES OF THE SERIES . . . . . F3PFD R3
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . . . . . 281 281
STANDARD DEVIATION OF THE SERIES . . . . . .0402 .1323
MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES . . . . . -.0023 -.6085
STANDARD DEVIATION OF THE MEAN . . . . . .0024 .0079
T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) . . . . . -.9696 -1.0686

CORRELATION BETWEEN R3 AND F3PFD IS .74

CROSS CORRELATION BETWEEN F3PFD(T) AND R3(T-L)

1- 12 .03 .07 .05 .01 .10 .04 .06 .02 .06 .15 .11 .01
ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.02 -.03 -.04
ST.E. .06 .06 .06

CROSS CORRELATION BETWEEN R3(T) AND F3PFD(T-L)

1- 12 .06 .07 -.02 -.02 -.02 -.10 -.00 .05 .07 .10 .06 .04
ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.06 -.06 -.03
ST.E. .06 .06 .06

-1.0 -0.8 -0.6 -0.4 -0.2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
I
-15 -.03 + XI +
-14 -.06 + XI +
-13 -.06 + XI +
-12 .04 + IX +
-11 .06 + IXX+
-10 .10 + IXXX
-9 .07 + IXX+
-8 .05 + IX +
-7 .00 + I +
-6 -.10 XXXI +
-5 -.02 + XI +
-4 -.02 + XI +
-3 -.02 + XI +
-2 .07 + IXX+
-1 .06 + IX +
0 .74 + IXX+XXXXXXXXXXXXXXXXXX
1 .03 + IX +
2 .07 + IXX+
3 .05 + IX +
4 .01 + I +
5 -.10 XXXI +
6 .04 + XI +
7 .06 + IXX+
8 .02 + IX +
9 .06 + IXX+
10 .15 + IXX+X
11 .11 + IXXX
12 .01 + I +
13 -.02 + XI +
14 -.03 + XI +
15 -.04 + XI +

```

4.3.2.3.3 Tipo de cambio peseta/marco y tipo de cambio peseta/franco

El razonamiento anterior nos lleva a conceder mayor importancia a la relación entre el franco y el marco, que presentan una correspondencia prácticamente exacta, como se puede apreciar en el gráfico 4.38 donde se recoge la evolución registrada por ambos tipos de cambio en el período muestral considerado. Esta relación, en la que las apreciaciones y depreciaciones de ambas monedas se corresponden de forma casi perfecta, también se observa en la función de correlación cruzada entre ambos tipos de cambio (gráfico 4.39) al presentar una correlación de orden 0 muy elevada, indicando una relación contemporánea muy fuerte entre ambos tipos de cambio, hecho también recogido en la estimación del modelo de función de transferencia, que arrojó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
 (1-B)S_{t, Pta/FF} = & .0927 \text{ NOVI87} + .1325 \text{ N1687} \\
 & (.0099) \qquad \qquad (.0200) \\
 & + .0634 \text{ D787} - .0755 \text{ FEB88} + .0824 \text{ MY3088} \\
 & (.0199) \qquad \qquad (.0202) \qquad \qquad (.0198) \\
 & - .0766 \text{ JUN88} - .0619 \text{ AG2988} - .0991 \text{ NOV88} \\
 & (.0141) \qquad \qquad (.0202) \qquad \qquad (.0142) \\
 & + .2387 (1-B)S_{t, Pta/DM} + a_t \qquad \qquad \qquad (D-7) \\
 & (.0092)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 T = 283; \sigma_a^2 = .393986 \cdot 10^{-3}; Q^*(12) = 13.1 \\
 Q^*(24) = 29.2
 \end{aligned}$$

Como se puede apreciar, esta relación presentó, por un lado, la necesidad de introducir nuevas variables ficticias con el fin de captar comportamientos atípicos del tipo de cambio peseta/franco no captados por el tipo de cambio peseta/marco, siendo fundamentalmente sus causas las variaciones de los tipos de interés franceses. Por otro lado, destaca el hecho de que algunos de los valores atípicos, que en los modelos univariantes aparecían como tales, al introducir el tipo de cambio peseta/marco como indicador, desaparecen, de manera que se corresponden con el comportamiento del marco. Conviene también resaltar la importante reducción que se produce en la varianza de este modelo con respecto a los modelos univariantes anteriormente presentados (un 67% respecto al paseo aleatorio con intervenciones y un 64% con respecto al $ARIMA(0,1,0)(2,0,0)_{s=5}$ con $\Phi_1 = 0$ e intervenciones). Por lo que respecta a la mejora predictiva obtenida con este modelo, se puede apreciar en la tabla 4-16, en la que se recogen los valores reales, las predicciones y los estadísticos %PE y %RMSE de los modelos de paseo aleatorio con constante y de la función de transferencia analizada, la importante reducción producida en el %RMSE con respecto al paseo aleatorio con constante, siendo casi un 60% de reducción para los modelos univariantes (D-3) y (D-4). Así mismo, se observa una mejora sustancial en las predicciones puntuales para cada uno de los días del período de predicción, hecho manifestado por los %PE que en todos los casos son claramente inferiores a los de los modelos anteriores. Estos resultados ponen de manifiesto que la evolución del tipo de cambio pe-

seta/franco depende claramente de la del marco, por lo que éste se presenta como un excelente indicador en la explicación del comportamiento, tanto pasado como futuro, del tipo de cambio peseta/franco.

| TABLA 4-16: TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO: VALORES REALES, PREDICCIONES Y MEDIDAS DESCRIPTIVAS DE LOS MODELOS RW + θ Y FUNCION DE TRANSFERENCIA CON EL TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | | | | | |
|--|------------------------------------|--------|------------|-----------------------------|--|------------|
| ACTUAL | PREDICCIÓN RW + θ (a) | | %PE de (a) | PREDICCIÓN FT + I (b) | | %PE de (b) |
| DIA | | | | | | |
| 15 | 19.285 | 19.314 | .1505 | 19.283 | | -.0110 |
| 16 | 19.265 | 19.284 | .0982 | 19.269 | | .0209 |
| 17 | 19.285 | 19.264 | -.1096 | 19.276 | | -.0444 |
| 18 | 19.275 | 19.284 | .0463 | 19.288 | | .0674 |
| 21 | 19.265 | 19.274 | .0462 | 19.263 | | -.0115 |
| 22 | 19.245 | 19.264 | .0980 | 19.248 | | .0161 |
| 23 | 19.225 | 19.244 | .0978 | 19.219 | | -.0327 |
| 24 | 19.205 | 19.224 | .0975 | 19.200 | | -.0233 |
| 25 | 19.205 | 19.204 | -.0069 | 19.207 | | .0107 |
| 28 | 19.235 | 19.204 | -.1629 | 19.209 | | -.1345 |
| 29 | 19.115 | 19.234 | .6214 | 19.145 | | .1568 |
| 30 | 19.105 | 19.114 | .0438 | 19.124 | | .1021 |
| %RMSE | | | .2025 | | | .0784 |

4.3.2.4 Análisis bivariante: Conclusiones

A partir de los resultados presentados en esta sección se pueden extraer principalmente tres conclusiones. En primer lugar, destaca el incumplimiento de la Paridad Descubierta de Tipos de Interés cuando éstos se determinan en el euromercado, pudiéndose establecer relaciones dinámicas entre los tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco con los diferenciales de ti-

pos de interés a un mes y a tres meses respectivamente cuando el precio del dinero se determina en los mercados interbancarios de la R.F.A. y de Francia. Destaca, finalmente, el incumplimiento, en el período muestral considerado, de esta teoría para el tipo de cambio peseta/dólar, utilizando los tipos de interés tanto del euromercado como los del mercado interbancario estadounidense.

En segundo lugar, en el período comprendido entre noviembre de 1987 y diciembre de 1988, el supuesto papel predominante del dólar en el mercado de divisas español, marcando las pautas de comportamiento de las otras dos monedas consideradas, no aparece corroborado por los datos, pudiendo reflejar este resultado el mayor protagonismo alcanzado por el marco alemán en nuestro mercado de divisas, debido a la incorporación de la peseta al Sistema Monetario Europeo que se produciría en junio de 1989, siete meses después de finalizar nuestro período muestral.

Queda por resaltar, finalmente, el carácter predominante del marco en el S.M.E., certificado por los datos, que se ha revelado como un excelente indicador del tipo de cambio peseta/franco, originando buenos resultados tanto en estimación como en predicción. Esto podría sugerir la posibilidad de arbitraje en el caso del franco.

4.3.3 Conclusiones

El análisis de nuestras series de tipo de cambio mediante la metodología de series temporales (univariante y bivariante) tenía como principal objetivo la obtención de

TABLA 4-17: RESUMEN DEL COMPORTAMIENTO PREDICTIVO DE LOS MODELOS

| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | | | | |
|------|--------------------------------|-------|--------------------------------|-------|-------|---------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | RH | (D-1) | RH | (D-2) | (D-5) | RH | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| RPE | | | | | | | | | | |
| DIA | | | | | | | | | | |
| 15 | .070 | .057 | .185 | .170 | .142 | -.151 | -.132 | .071 | .136 | -.011 |
| 16 | .017 | .031 | .094 | .079 | .055 | .098 | .080 | .080 | .085 | .021 |
| 17 | .283 | .270 | -.142 | -.157 | -.126 | -.110 | -.128 | -.115 | -.137 | -.044 |
| 18 | -.257 | -.233 | .033 | .018 | -.006 | .046 | .028 | .026 | .045 | .067 |
| 21 | .080 | .043 | .056 | .041 | .025 | .046 | .028 | .035 | .053 | -.011 |
| 22 | .114 | .153 | .078 | .063 | .085 | .098 | .080 | .080 | .096 | .016 |
| 23 | .112 | .086 | .139 | .124 | .147 | .098 | .080 | .074 | .050 | -.033 |
| 24 | .095 | .123 | .131 | .116 | .106 | .097 | .079 | .080 | .113 | -.023 |
| 25 | -.027 | -.046 | -.014 | -.029 | -.032 | -.007 | -.025 | -.012 | .074 | .011 |
| 28 | -.194 | -.179 | .009 | -.006 | -.012 | -.163 | -.181 | -.186 | -.178 | -.134 |
| 29 | .140 | .115 | .545 | .530 | .539 | .621 | .603 | .585 | .564 | .157 |
| 30 | -.032 | -.002 | -.062 | .077 | -.059 | .044 | .026 | .013 | -.014 | .102 |
| RHSE | .1448 | .1374 | .1852 | .1787 | .1767 | .2025 | .1956 | .1877 | .1893 | .0078 |

mejores predicciones que las proporcionadas por el modelo de paseo aleatorio con constante, modelo que explica el comportamiento de las variables determinadas en mercados eficientes. Este objetivo se ha conseguido en todos los casos, tanto utilizando el conjunto de información contenida única y exclusivamente en el pasado de la propia serie (análisis univariante), como ampliando este conjunto al incorporar la información aportada por otras variables (análisis bivariante). Esta mejora a nivel predictivo se puede observar en la tabla 4-17 en la que se recoge un resumen predictivo de los modelos presentados en esta sección.

Destaca, así mismo, el importante papel desempeñado por la modelización de los valores atípicos mediante el análisis de intervención (Box y Tiao (1975)), pudiendo concluirse que éste se puede considerar fundamental en el análisis de este tipo de mercados.

El último paso dentro de nuestro análisis consistirá en verificar si los modelos hasta ahora obtenidos presentan algún tipo de no linealidad, como sugieren numerosos autores para diversos tipos de cambio.

4.4 NO LINEALIDAD

Recientemente, se ha producido un interés creciente por la búsqueda de modelos que extiendan el esquema clásico de las series temporales desarrolladas por Box y Jenkins (1970), sobre la base de la posible existencia de diversos esquemas de no linealidad. Sin embargo, es posible que se esté abusando de este tipo de modelización, aplicada sobre todo a series diarias y semanales, debido a que pueden ence-

rrar ciertos problemas, posteriormente comentados, que invalidarían, en parte, los resultados hasta ahora obtenidos. Por ello, en esta sección, después de describir los dos modelos no lineales más ampliamente aplicados al campo económico y específicamente a los tipos de cambio, analizaremos estos posibles problemas así como la posibilidad de que nuestros tipos de cambio presenten algún tipo de no linealidad.

4.4.1 Modelos no lineales de series temporales

En esta sección analizaremos dos de los numerosos modelos no lineales desarrollados recientemente, debido a que son los modelos más ampliamente utilizados dentro del campo económico. Además de los modelos bilineales y modelos ARCH, cuyo desarrollo teórico analizaremos a continuación, existen otros modelos no lineales como son los modelos autorregresivos por umbrales (TAR) debidos a Tong (1980), los modelos dependientes del estado (SDM) desarrollados por Priestley (1980), los modelos autorregresivos exponenciales expuestos por Ozaki (1980) y los modelos de medias móviles asimétricas debidos a Wecker (1981), modelos todos ellos de escasa utilización en el análisis de los tipos de cambio debido a que la mayor parte de estos modelos se ajustan muy bien a comportamientos muy específicos de las variables, comportamientos que no se corresponden con los observados para los tipos de cambio. Por ello, nos centraremos en los modelos que más aplicaciones a este campo han tenido, como son los modelos bilineales desarrollados por Granger y Andersen (1978) y el modelo ARCH debido a Engle (1982), así como sus extensiones (GARCH etc..).

4.4.1.1 El modelo bilineal

Siguiendo a Granger y Andersen (1978), el modelo ARMA-BL general de orden (p,q,P,Q) , denotado por BARMA (p,q,P,Q) , viene expresado por:

$$x_t = \sum_{j=1}^P \alpha_j x_{t-j} + \sum_{i=1}^q b_i \epsilon_{t-i} + \sum_{\ell=1}^P \sum_{k=1}^Q \beta_{k\ell} \epsilon_{t-k} x_{t-\ell} + \epsilon_t \quad (4.4)$$

donde ϵ_t es un proceso de ruido blanco estricto cumpliéndose:

$$\begin{aligned} E [\epsilon_t \mid I_{t-1}] &= 0 \\ E [\epsilon_t^2 \mid I_{t-1}] &= \sigma^2. \end{aligned}$$

Si $p=q=0$, la expresión (4.4) pasa a ser:

$$x_t = \sum_{\ell=1}^P \sum_{k=1}^Q \beta_{k\ell} \epsilon_{t-k} x_{t-\ell} + \epsilon_t \quad (4.5)$$

que representa el modelo completamente bilineal que, en forma matricial viene expresado por:

$$x_t = (\epsilon_{t-1}, \dots, \epsilon_{t-Q}) B (x_{t-1}, \dots, x_{t-P})' + \epsilon_t \quad (4.6)$$

donde B es una matriz de coeficientes de orden $Q \times P$, cuyo elemento genérico es $\beta_{k\ell}$, para $k = 1, \dots, Q$ y $\ell = 1, \dots, P$.

A partir de la expresión (4.6), se pueden derivar los casos especiales del modelo bilineal:

* Modelo bilineal superdiagonal que se obtiene cuando $\beta_{k\ell} = 0$ para todo $k > \ell$. En este caso, los

términos multiplicativos con coeficientes no nulos son de forma que la variable explicativa, ϵ_{t-k} , ocurre después que la variable endógena, x_{t-1} , de manera que estos dos términos son independientes. De esta forma, la matriz B se caracteriza por tener todos los elementos por debajo de la diagonal principal nulos.

* Modelo bilineal subdiagonal obtenido cuando $\beta_{k1}=0$ para todo $k < 1$ de manera que la variable endógena, x_{t-1} , ocurre estrictamente después que la variables exógena, ϵ_{t-k} , lo que dificulta considerablemente el análisis, teniendo la matriz B todos los elementos por encima de la diagonal principal nulos.

* Modelo bilineal diagonal que se produce cuando la matriz B únicamente presenta elementos no nulos en la diagonal principal de manera que las variables endógena y exógena ocurren en el mismo período. Es decir, el modelo bilineal diagonal se caracteriza por cumplir $\beta_{k1}=0$, para todo $k \neq 1$.

La principal característica de este tipo de modelos es que, aunque es no lineal, su teoría estructural es análoga a la de los sistemas lineales, aunque la identificación de los efectos bilineales presenta ciertas dificultades. Un análisis más detallado de los modelos bilineales puede encontrarse en Granger y Andersen (1978), Subba Rao (1981) y Weiss (1986), mientras que, para una aplicación a los tipos de cambio españoles, puede consultarse Peña (1989).

4.4.1.2 Modelos ARCH

El modelo ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), introducido por Engle (1982), busca generalizar la hipótesis de varianza constante, típica en los modelos econométricos, puesto que este modelo se caracteriza por presentar media cero, estar serialmente incorrelado y tener varianza condicionada a la historia pasada de la serie no constante, aunque la varianza incondicionada sea constante. Mientras que Engle (1982) desarrolla el modelo ARCH aplicándolo al modelo de regresión lineal tradicional, Weiss (1984) analiza el modelo ARMA con errores ARCH que pasamos a describir.

Sea el modelo ARMA(p,q) especificado de la forma habitual, es decir:

$$\Phi(B)(y_t - \mu) = \Theta(B)\epsilon_t \quad (4.7)$$

donde y_t puede representar la variable x_t transformada para lograr la estacionariedad en media y en varianza, μ es la media de y_t y $\Phi(B)$ y $\Theta(B)$ son los polinomios habituales de órdenes p y q respectivamente que cumplen las condiciones de estacionariedad e invertibilidad. La ecuación ARCH para la varianza viene representada por la expresión:

$$\begin{aligned} E[\epsilon_t^2 | I_{t-1}] &= h_t \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^R \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \delta_0 (\hat{y}_t - \mu)^2 \\ &\quad + \sum_{i=1}^S \delta_i (y_{t-i} - \mu)^2 \end{aligned} \quad (4.8)$$

donde I_{t-1} es el conjunto de información que contiene la historia pasada de y_t hasta el momento $t-1$ e y_t representa la predicción mínimo cuadrática óptima de y_t dado I_{t-1} , siendo

$$E [\epsilon_t \mid I_{t-1}] = 0$$

e \hat{y}_t viniendo dado por:

$$\hat{y}_t = E [y_t \mid I_{t-1}] = y_t - \epsilon_t$$

La construcción de este tipo de modelos se realiza de forma muy similar a la de los modelos ARMA, debiendo cumplirse las etapas de identificación (determinar los valores de p, q, R y S), estimación, tests de diagnóstico y predicción, etapas ampliamente detalladas en Engle (1982) y Weiss (1984) y cuyas propiedades estadísticas desarrolló Milhoj (1984).

Los modelos ARCH se han utilizado frecuentemente en aplicaciones económicas. En el campo del análisis de los tipos de cambio, podemos destacar los trabajos de Diebold (1988), Diebold y Nerlove (1986), Domowitz y Hakkio (1985), quienes emplean modelos ARCH para diversos tipos de cambio del dólar encontrándose, en todos los casos, modelos univariantes con errores ARCH de diversos órdenes, en los cuales no se tenían en consideración los posibles comportamientos atípicos de los tipos de cambio analizados. Sin embargo, la generalización de los modelos ARCH, desarrollada por Bollerslev (1986), dando paso a los modelos GARCH, ha sido más ampliamente utilizada en el análisis de los tipos de cambio (véase, por ejemplo, McCurdy y Morgan (1987), Engle y Bollerslev (1986), Milhoj (1987), Hsieh (1989) y Baillie y Bollerslev (1987b) para diversos tipos de cambio del dólar y Peña (1989) para seis tipos de cambio de la peseta).

Siguiendo a Bollerslev (1986), el modelo GARCH para los residuos del modelo (4.7) se expresa mediante las relaciones:

$$\epsilon_t \mid I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (4.9)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^R \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^M \beta_i h_{t-i} \quad (4.10)$$

cumpléndose:

$$M \geq 0, \quad R > 0$$

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, R$$

$$\beta_i \geq 0 \quad i = 1, \dots, M$$

Mientras que en el modelo ARCH la varianza condicional aparece especificada como una función lineal únicamente de varianzas muestrales pasadas, el modelo GARCH permite la introducción de varianzas condicionales retardadas. Como señala Bollerslev (1986), "esto se corresponde con algún tipo de mecanismo de aprendizaje adaptativo" (Bollerslev, 1986, pp. 309) y vendría a representar la extensión del modelo ARCH, en un claro paralelismo con la extensión del modelo AR al modelo ARMA general. Los procesos de identificación, estimación y test de diagnóstico aparecen desarrollados con amplio detalle en Bollerslev (1986) quien señala que no es posible desarrollar un test general para contrastar la presencia de efectos GARCH, debido a que el test de los multiplicadores de Lagrange para un GARCH(R,M) coincide con el test LM para un ARCH(R+M), lo que es similar a los resultados hallados por Godfrey (1978) (11). Estos

(11) Godfrey (1978) demostró que los tests LM para los errores del tipo AR(p) y MA(q) en el modelo de regresión li-

resultados no son exclusivos del test de los multiplicadores de Lagrange, sino que también afectan a los tests del ratio de verosimilitud y de Wald

Conviene destacar finalmente que los modelos no lineales analizados utilizan las funciones de autocorrelación simple y parcial de los cuadrados de los residuos de los modelos estimados para identificar los esquemas BL, ARCH y GARCH. Sin embargo, Diebold (1988) demuestra que la presencia de efectos ARCH en la serie provoca que los errores estándar de Bartlett (1946) se vuelvan más conservadores, proponiendo los errores estándar corregidos por los efectos ARCH. Diebold (1988) también demuestra que los estadísticos de Box-Ljung y Box-Pierce también se ven afectados por la presencia de efectos ARCH provocando que los estadísticos no se distribuyan como una χ^2 . Por ello, propone una normalización apropiada para que estos estadísticos vuelvan a distribuirse como un χ^2 .

4.4.2 Problemas específicos de los modelos no lineales

Los modelos no lineales de series temporales, que han recibido en la década de los 80 una especial atención, presentan ciertos problemas que pueden poner en entredicho los resultados encontrados desde sus primeros desarrollos. El primer problema que creemos merece la pena ser destacado está estrechamente vinculado al problema de los valores atípicos. Una de las principales características de las series supuestamente no lineales es su carácter leptocúrtico, presentando la distribución de la variable colas más gruesas

neal coinciden y que estos procedimientos de contrastación fracasan cuando se considera un modelo ARMA(p,q) completo.

que las correspondientes a la distribución normal, un volumen de frecuencias centrales muy elevado y una clara asimetría de la distribución (Friedman y Vandersteel (1982)). Todas estas características vienen recogidas por los coeficientes de curtosis y de asimetría que, sin embargo, tal y como se comentó al principio del capítulo al estudiar las medidas estadísticas de nuestras variables y como señala Taylor (1986), se encuentran claramente afectados por la presencia de valores atípicos, siendo ésta una característica típica de las variables económicas, por lo que los resultados de diversos autores que estiman modelos no lineales al observar los histogramas y los coeficientes de asimetría y curtosis de las variables económicas que analizan, sin realizar la intervención de los valores atípicos, pueden ser erróneos.

Por otro lado, la identificación de los modelos no lineales se realiza a través de las funciones de autocorrelación simple y parcial de los cuadrados de los residuos de los modelos ARMA y utilizando la función de correlación cruzada entre éstos y tanto y_t^2 como y_{t-1}^2 anteriormente definidos (Weiss (1984) y Maravall (1983)), funciones que pueden verse afectadas por dos tipos de errores. Primero, como se comentó anteriormente, la presencia de valores atípicos distorsiona la ACF, PACF y CCF, pudiendo ocasionar la identificación de efectos no lineales que realmente no son tales. La segunda fuente de error que pueden incluir los residuos es la producida por una mala especificación del modelo, hecho ya destacado por Engle (1982) al intentar explicar los modelos ARCH, que, según este autor, pueden recoger el efecto de alguna variable omitida en el modelo estimado, siendo preferible, según Engle (1982), localizar dicha variable e incluirla en el modelo. Un ejemplo claro de la desaparición del efecto ARCH al incluir una variable explicativa origi-

nalmente omitida puede encontrarse en Lamoureux y Lastrapes (1990).

Finalmente, queda por destacar el problema de la interpretación económica que se puede atribuir a los efectos no lineales, siendo diferente según el modelo no lineal que se utilice. Por lo que respecta a los modelos bilineales, en la mayor parte de las ocasiones, se introducen componentes no lineales con retardos muy elevados (véase Peña (1989)), cuya interpretación económica es prácticamente imposible, sobre todo si se están analizando series diarias como las de los tipos de cambio que se determinan en mercados muy ágiles que valora escasamente lo ocurrido una o dos semanas antes. Así los componentes bilineales pueden estar recogiendo los efectos de los valores atípicos tan comunes en series económicas. (12).

(12) El análisis realizado por Peña (1989) para las series diarias de 6 tipos de cambio de la peseta abarca un período de tiempo muy extenso, caracterizado por la sucesión de múltiples acontecimientos (varios reajustes de paridades en el S.M.E., el proceso de depreciación del dólar iniciado en Febrero de 1985, las diferentes cumbres del Grupo de los 7, el 'crash' de octubre de 1987, las cifras del déficit comercial estadounidense etc.), que provocaron fuertes tensiones en los mercados de divisas, generando un elevado número de valores atípicos cuyas causas son bien conocidas. La estimación de modelos autorregresivos de órdenes elevados (hasta de orden 12) y la inclusión de efectos bilineales con retardos elevados (hasta de orden 10), realizadas en el mencionado trabajo, pueden ser el resultado del análisis de las series sin considerar los múltiples valores atípicos que éstas contienen.

En cuanto a los modelos ARCH y su generalización, la no linealidad encontrada sobre los cuadrados de los residuos de cualquier modelo no permite realizar predicciones puntuales de la variable analizada, siendo únicamente posible determinar el comportamiento futuro de las varianzas, debido a que estos modelos únicamente analizan la variación de la varianza a lo largo del tiempo. Sin embargo, al proporcionar estimaciones supuestamente más eficientes de los coeficientes del modelo, podría mejorar, indirectamente, las estimaciones que él mismo genera.

4.4.3 Tests de no linealidad - Aplicación a los tipos de cambio

4.4.3.1 Problemas de los contrastes de no linealidad

Todos los tests de no linealidad, aplicados a nuestras series (recogidos en el apéndice G), presentan ciertas deficiencias que conviene destacar. En general, todos los contrastes presentan una potencia, en los casos en que ha sido analizada, no demasiado elevada y todos dependen del tamaño muestral de la serie analizada. Centrándonos en los tests específicos, el contraste propuesto por Granger y Newbold (1976), al basarse en los valores de la función de autocorrelación de la variable y en el cuadrado de ésta, presenta el inconveniente, comentado anteriormente, de los valores atípicos de las series. Este problema también afecta a los constrates propuestos por Maravall (1983) y McLeod y Li (1983), tests que, además, al realizarse sobre los residuos de los modelos estimados, pueden verse afecta-

dos por los efectos de un posible error de especificación del modelo, por lo que la identificación de los efectos no lineales, a través de estos contrastes, puede ser muy dudosa. Los tests de Keenan, de bilinealidad y de ARCH presentan el inconveniente de contrastar únicamente un tipo de no linealidad, recogido por el último elemento de la expansión de Volterra, expresión recogida en (G-2). Los tres tests dependen fundamentalmente del tamaño muestral, por lo que, en numerosas ocasiones, al disponer de una muestra grande, estos contrastes no rechazarán la presencia de algún elemento no lineal que, sin embargo, podría venir perfectamente recogido por un modelo lineal. Por otro lado, la influencia de los valores atípicos sobre estos contrastes puede ser también importante, poniendo en duda los posibles efectos no lineales detectados por los tests.

Se debe prestar especial atención al problema puesto de manifiesto por Weiss (1986) consistente en la identificación de una modelo bilineal como si fuese un modelo ARMA con errores ARCH. Es decir, si el verdadero proceso que sigue una serie es un modelo bilineal y, sin embargo, sólo se considera un modelo ARMA con errores ARCH, se puede estar incurriendo en un error que seguramente disminuirá la capacidad predictiva del modelo. Por ello, Weiss (1986) sugiere primero tratar los efectos bilineales (si es que existen) y posteriormente analizar la posibilidad de incluir algún efecto ARCH detectado por el test.

Unido a estos comentarios, destaca el hecho de que, al llevar a cabo el contraste de la no linealidad de una determinada serie mediante estos tests, no todos concluyen siempre en la misma dirección. Se plantea así

el problema adicional de si la serie presenta algún tipo de no linealidad, como señalan parte de los contrastes, o si los efectos no lineales detectados por los tests son el resultado de otro tipo de factores, como puede ser la presencia de valores atípicos.

Por todas estas razones, los resultados de los contrastes de no linealidad aplicados a los residuos de los modelos presentados en este capítulo, expuestos a continuación, deberán tomarse con precaución.

4.4.3.2 Tests de no linealidad aplicados a los tipos de cambio

Teniendo en cuenta las anteriores consideraciones, se aplicaron los tests descritos en el apéndice G a los residuos de los modelos estimados para los tres tipos de cambio considerados, tests cuyos resultados se presentan en el apéndice G, recogiendo la tabla 4-18 un resumen del comportamiento de los mismos.

Al aplicar estos contrastes de no linealidad a los residuos de nuestros modelos, se busca comprobar si nuestros residuos pueden contener alguna información adicional a la aportada por los modelos lineales presentados en secciones anteriores. Un análisis preliminar de las medidas estadísticas de los residuos de cada uno de los modelos, así como de sus histogramas, presentados en el apéndice F, nos permite destacar que los residuos no son excesivamente leptocúrticos al ser el coeficiente de curtosis, en todos los casos inferior a 1. Por otro lado, los coeficientes de asimetría, en todas las ocasiones, son reducidos, por lo que la distribución de los residuos de cada modelo podría conside-

TABLA 4-18: RESUMEN DEL COMPORTAMIENTO DE LOS TESTS DE NO LINEALIDAD

| MODELO | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | | | |
|------------------------|---|--------------------------------|-----------|--|--|---|--------------------------------|
| | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| CONTRASTE | | | | | | | |
| Granger- Newbold | NO LINEAL | NO LINEAL | NO LINEAL | NO LINEAL | NO LINEAL | NO LINEAL | NO LINEAL |
| Maravall | NO LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL | NO LINEAL | LINEAL | NO LINEAL* |
| McLeod-Li | LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL |
| Keenan | LINEAL | LINEAL | LINEAL | LINEAL (excepto M=2) | LINEAL (excepto M=2 y 3) | LINEAL (excepto M=4,5,6,7,9,10) | LINEAL |
| Bilineal | | | | | | | |
| *diagonal | NO BL (excepto i=9) | NO BL | NO BL | NO BL (excepto i=3) | NO BL | NO BL | NO BL |
| *sub-super diagonal | NO BL (excepto i=8,j=9;i=5,j=8 i=6,j=10) | NO BL | NO BL | NO BL (excepto i=1,j=2; i=9,j=12) | NO BL (excepto i=1,j=2; i=3,j=4; i=8,j=9; i=1,j=3; i=9,j=12) | NO BL (excepto i=1,j=2; i=6,j=7; i=8,j=9) | NO BL (excepto i=8,j=12) |
| ARCH | ARCH (para R < 4) | NO ARCH | NO ARCH | NO ARCH | NO ARCH | NO ARCH | NO ARCH |

* El test de Maravall detecta no linealidad en los estadísticos Q de órdenes 24 y 36, pudiendo ser debido este aumento a la presencia de algún valor atípico

rarse prácticamente simétrica. Estos resultados nos permiten concluir, en una primera aproximación, que los modelos no presentarán efectos no lineales muy fuertes aunque deberán ser los tests, contruidos específicamente para contrastar este tipo de efectos, aplicados a los datos, los que determinen el grado de no linealidad de nuestras series residuales.

A partir de los resultados de los contrastes, recogidos en la tabla 4-18, se pone de manifiesto la disparidad de conclusiones arrojadas por los distintos tests, que presentan conclusiones en distintas direcciones por lo que el rechazo o la aceptación de la no linealidad no es claro.

En el caso del tipo de cambio peseta/dólar, aparte del test de Granger y Newbold que en todos los casos indica la presencia de algún modelo no lineal, se detecta la existencia de efectos bilineales de orden muy elevado. Las evidentes dificultades en la interpretación económica de estos efectos nos llevan a desechar su modelización, pudiendo ser causada la significatividad de efectos bilineales con retardo alto por la presencia de algún valor atípico. Sin embargo, la detección de efectos ARCH (como mucho de orden $R=4$) puede verse ratificada por la conclusión de no linealidad del test de Maravall así como por la ACF del cuadrado de los residuos del modelo (D-1), presentada en el gráfico 4-40. Estos residuos presentarían, por tanto, únicamente efectos ARCH.

Los residuos de los modelos del tipo de cambio peseta/marco se encuentran libres de efectos no lineales, tal y como se desprende de los resultados de los con-

trastes presentados en la tabla 4-18, indicándonos que los modelos descritos en páginas anteriores (el paseo aleatorio con constante e intervenciones y la función de transferencia con el diferencial de tipos de interés interbancarios a 1 mes) recogen toda la información del tipo de cambio sin que parezca posible, mediante la inclusión de algún efecto no lineal, mejorar los resultados anteriores.

Finalmente, los contrastes de no linealidad realizados sobre los residuos de los modelos del tipo de cambio peseta/franco ponen de manifiesto que un error de especificación en el modelo puede generar efectos no lineales, hecho que se comprueba al comparar los resultados de los tests sobre los residuos de los tres primeros modelos (paseo aleatorio con constante y con intervenciones, $ARIMA(0,1,0)(2,0,0)_{S=5}$ con intervenciones y la función de transferencia con el diferencial de tipos de interés interbancarios a 3 meses) con los resultados para los residuos de la función de transferencia que incluye al marco como indicador, en los que se rechazaría la no linealidad en todos los casos, excepto en el test de Granger y Newbold, que acepta la no linealidad en todas las ocasiones, en los estadísticos $Q^*(24)$ y $Q^*(36)$ de Maravall y en el test de bilinealidad para $i=8$ y $j=12$, pudiendo ser, en estos casos, la presencia de algún valor atípico la causante de este resultado. En el resto de los modelos estimados para el tipo de cambio peseta/franco, los efectos no lineales que podrían presentarse serían del tipo bilineal, aunque de órdenes elevados, no existiendo, en ninguno de los casos efectos ARCH.

4.4.4. No Linealidad - Comentarios finales

Los resultados de los tests de no linealidad presentados en esta sección nos permiten concluir que únicamente el modelo ARMA(1,1) con constante y con intervenciones estimado para el tipo de cambio peseta/dólar puede presentar algún efecto no lineal que, de existir, sería del tipo ARCH. El resto de los modelos lineales estimados para los otros dos tipos de cambio no presentarían estructura no lineal en los residuos, resultado bastante claro para el tipo peseta/marco (ningún test, excepto el de Granger y Newbold, señala la existencia de no linealidad) y algo dudoso para el tipo de cambio peseta/franco, debido a que sólo los tests de bilinealidad detectan la presencia de efectos bilineales aunque de orden elevado, de difícil interpretación económica. Finalmente, estos resultados ponen de manifiesto la importancia de un error en la especificación del modelo sobre la detección e identificación de los modelos no lineales.

Por otro lado, el estudio de la posible no linealidad sobre los residuos de los modelos presentados en este capítulo nos permite extraer principalmente tres conclusiones:

- 1) Antes de presentar modelos no lineales, tan de moda últimamente, se debe realizar un exhaustivo análisis de los datos, identificando tanto los valores atípicos como sus causas, que suelen estar presentes en casi todas las series económicas. La cuidadosa especificación del modelo merece también un énfasis especial, con el fin de evitar la identificación de efectos no lineales que serían correctamente recogidos por un modelo lineal sencillo. Finalmente, merece la pena tener especial cuidado con la inclusión de elementos no

lineales, de manera que tengan una interpretación económicamente válida.

2) Al realizar el contraste de los posibles efectos no lineales deben considerarse los múltiples problemas que los tests empleados pueden presentar. Estos nos pueden conducir a la aceptación de modelos no lineales cuyos efectos podrían ser perfectamente recogidos mediante la especificación de un modelo lineal, con el cual es mucho más sencillo trabajar y cuya interpretación económica suele ser inmediata.

3) Entre los resultados encontrados para nuestros tipos de cambio destaca que únicamente el tipo de cambio peseta/dólar puede presentar efectos no lineales claros bajo la forma de un modelo ARCH, como máximo de orden 5. El caso del marco no presenta evidencia de efecto no lineal, mientras que para el tipo de cambio peseta/franco, los contrastes detectan algún efecto bilineal para los tres primeros modelos siendo el modelo de la función de transferencia con el marco el que estaría libre de tales efectos, evidenciando la importancia de los errores de especificación en la detección de los efectos no lineales. Sería pues deseable que al igual que ocurre con otros conceptos estadísticos fundamentales, como por ejemplo la existencia o no de procesos de ruido blanco, estos se refieran siempre al conjunto de información determinado con el que se está trabajando.

4.5 CONCLUSIONES

En este capítulo, se ha abordado el estudio de las series de tipos de cambio diarias, buscando generalizar los resultados anteriormente obtenidos para los tipos mensuales. Se ha verificado de nuevo la hipótesis de eficiencia en sentido débil aunque, para los datos de tipos de cambio diarios, el cumplimiento de esta hipótesis no se apreciaba en tantas ocasiones como en el caso mensual. De aquí se puede concluir que aunque la determinación de las cotizaciones diarias del dólar, del marco y del franco en el mercado de divisas de Madrid se realiza de forma eficiente, es posible que las intervenciones del Banco de España en el mercado, las reuniones del grupo de los siete y las llamadas 'noticias' ('news', Frenkel (1981)) generen ineficiencias provocando que el mercado español de divisas, a nivel diario, no sea del todo eficiente en sentido débil.

Por otro lado, a través del análisis univariante y bivariante y de la intervención de los numerosos valores atípicos que presentan las series diarias y que distorsionan tanto las medidas estadísticas como la ACF, PACF y CCF, se han encontrado, para los tres tipos de cambio analizados, modelos cuyas predicciones mejoran a las obtenidas con el simple modelo de paseo aleatorio con constante, modelo que, según la teoría de la eficiencia en sentido débil, explica el comportamiento de las variables determinadas en mercados eficientes.

Finalmente, el análisis de la no linealidad realizado en la última sección pone de manifiesto como únicamente el modelo univariante estimado para el tipo de cambio peseta/dólar presenta evidencia clara de errores ARCH, mientras que los modelos del tipo de cambio peseta/franco po-

drían incluir algún efecto bilineal, aunque de orden elevado, siendo difícil su interpretación económica. Queda por fin resaltar la importancia del tipo de cambio peseta/marco como indicador del tipo peseta/franco, facilitando un modelo de función de transferencia que además de proporcionar excelentes predicciones de tipo de cambio peseta/franco, elimina la presencia de los posibles efectos bilineales detectados en el resto de los modelos, poniéndose de manifiesto como muchos de los efectos no lineales pueden ser el resultado de la omisión de variables relevantes en el modelo original así como de la no intervención de los valores atípicos que suelen presentar la mayor parte de las series económicas.

CAPITULO 5

Conclusiones

El objetivo principal de esta tesis consistía en llevar a cabo un análisis exhaustivo del mercado español de divisas a través de los tipos de cambio de la peseta con respecto a tres de las principales divisas que cotizan en nuestro mercado. A partir de lo expuesto en capítulos previos, las principales conclusiones que se pueden extraer son las siguientes:

1 - El mercado español de divisas en los períodos muestrales analizados se puede considerar eficiente en sentido débil aunque el grado de eficiencia difiere según el tipo de datos que se consideren. Los contratos realizados para verificar la eficiencia del mercado español de divisas demuestran que éste presenta evidencia de eficiencia débil cuando las observaciones de los tipos de cambio vienen medidas mensualmente. Sin embargo, al considerar las observaciones diarias de las cotizaciones de las monedas, aparece un mayor número de oscilaciones bruscas no causadas por factores puramente económicos que pueden ser la causa del rechazo de la hipótesis de eficiencia en la mayor parte de los tests realizados, por lo que el mercado diario de divisas no puede considerarse totalmente eficiente.

2 - En el estudio de las series de los tipos de cambio, tanto mensuales como diarios, se demuestra que el análisis de intervención de los comportamientos atípicos, tan comunes en economía, es fundamental. Por un lado, la modelización de los valores atípicos de las series mensuales de los tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco ayuda a obtener importantes mejoras predictivas con respecto al modelo de paseo aleatorio con tendencia, modelo cuyo comportamiento siguen las varia-

bles determinadas en los mercados eficientes. Por lo que respecta al análisis de los tipos de cambio diarios, la modelización de los valores atípicos, cuyas causas son conocidas, pone de manifiesto, además de la mejora de las predicciones, la posibilidad de que gran parte de los modelos no lineales encontrados en este tipo de series puedan venir provocados por la presencia de estos valores atípicos que distorsionan fuertemente tanto las medidas estadísticas como las funciones de autocorrelación simple y parcial de nuestras series.

3 - En el período muestral considerado a nivel mensual, únicamente se encontraron relaciones dinámicas entre el tipo de cambio peseta/marco y sus 'determinantes fundamentales', poniéndose de manifiesto como la consideración de un conjunto de información más amplio genera importantes mejoras a nivel predictivo, surgiendo la posibilidad de arbitraje.

Destaca, asimismo, el hecho de que para los datos mensuales de los tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco no se encontraron relaciones dinámicas con los 'determinantes fundamentales' respectivos, reforzando la idea de que estos dos tipos de cambio presentan el comportamiento típico de las variables determinadas en mercados eficientes al tiempo que pone de manifiesto que la consideración del conjunto de información de los 'determinantes fundamentales' no contribuye a la explicación, tanto pasada como futura, de las cotizaciones en pesetas del dólar y del franco.

4 - La evidencia empírica utilizando las observaciones diarias nos permite concluir el incumplimiento de la teoría de la paridad descubierta de los tipos de inte-

rés, tanto interbancarios como en el euromercado, para el caso del tipo de cambio peseta/dólar en el período muestral considerado, encontrándose, únicamente, relaciones dinámicas entre los tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco y los diferenciales de los tipos de interés interbancarios a un mes y a tres meses respectivamente. La principal causa del fracaso de la teoría de la paridad descubierta de los tipos de interés, para los tipos y plazos considerados, puede encontrarse en las masivas intervenciones del Banco de España en el mercado español de divisas en el período considerado, con el objeto de frenar las entradas de capital extranjero atraído por los elevados tipos de interés españoles.

5 - El supuesto papel predominante del dólar en el mercado español de divisas, marcando las pautas del comportamiento de las otras dos monedas consideradas, no aparece corroborado por los datos, siendo, sin embargo, el tipo de cambio peseta/marco un excelente indicador de las fluctuaciones del tipo de cambio peseta/franco. Se puede por tanto deducir que la proximidad de la incorporación de la moneda española al mecanismo cambiario del Sistema Monetario Europeo condicionó de forma decisiva la actuación del Banco de España, buscando mantener la fluctuación de la peseta con respecto al marco y al franco dentro de unos límites estables.

6 - El estudio de la posible no linealidad de nuestras series presentado en esta investigación pone de manifiesto diversos hechos. Por un lado, la presencia de valores atípicos en las series económicas puede ser la causante de la especificación de modelos no lineales que en numerosas ocasiones carecen de interpretación

económicamente válida. Por otro lado, los contrastes desarrollados para analizar la presencia de efectos no lineales, además de no presentar una potencia elevada, no son concluyentes en la misma dirección, pudiendo además sugerir efectos no lineales que podrían ser satisfactoriamente recogidos por modelos lineales sencillos. Por último, para las tres variables analizadas, los contrastes de no linealidad únicamente detectaron efectos no lineales, del tipo ARCH, para el tipo de cambio peseta/dólar, destacando el hecho de que todos los tests de no linealidad, excepto el de Granger y Newbold, efectuados sobre los residuos de los modelos del tipo de cambio peseta/marco indican la inexistencia de efectos no lineales. Por su parte, los contrastes de no linealidad efectuados para el tipo de cambio peseta/franco detectan únicamente efectos bilineales de órdenes elevados de difícil interpretación económica.

BIBLIOGRAFIA

- ABOZZIA, Z.E. (1936): L'étalon de change-or. Bibliothèque de L'Ecole Supérieure de Sciences Commerciales et Economiques de l'Université de Liège.
- AGMON, T. y BRONFELD, B. (1983): "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run". Journal of Finance, 38, pp. 1471-1487.
- AHTOLA, J. y TIAO, G.C. (1984): "Parameter Inference for Nearly Nonstationary First-Order Autoregressive Model". Biometrika 71, 2. pp. 263-272.
- AKAIKE, H. (1974): "A New Look at the Statistical Model Identification". IEEE Transactions in Automatic Control, 19.
- AZNAR GRASA, A. (1989): Econometric Model Selection: A New Approach. Kluwer Academic Publishers.
- BAILLIE, R.T. y SELOVER, D.P. (1987) : "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination". International Journal of Forecasting 3, pp. 43-51.
- BAILLIE, R.T. y BOLLERSLEV, T. (1989): "The Message in Daily Exchange Rates: a Conditional Variance Tale". Journal of Business and Economic Statistics, 7, pp. 297-306.
- BAILLIE, R.T. y McMAHON, P. (1989): The Foreign Exchange Market. Theory and Econometric Evidence. Cambridge University Press.

- BANCO DE ESPAÑA. Informes Anuales. Diversos años.

- BARTLETT, M.S. (1946): "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series". Journal of Royal Statistical Society, B, 8, 27.

- BILSON, J. (1978): "The Monetary Approach to the Exchange Rate. Some Empirical Evidence". IMF Staff Papers 25. Marzo. pp. 48-75.

- BOLLERSLEV, T. (1986): "Generalised Autoegressive Conditional Heteroscedasticity". Journal of Econometrics, 31, pp. 307-328.

- BOLLERSLEV, T. (1988): "On the Correlation Structure for GARCH Process". Journal of Time Series Analysis, 9, pp. 121-131.

- BOOTHE, P. y GLASSMAN, P. (1985): "The statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economics Implications". Journal of International Economics, 22, pp. 297-319.

- BORTOLONI, S. (1977): La Evolución del Sistema Monetario Internacional. Ed. Pirámide. Madrid.

- BOX, G.E.P. y JENKINS, G.M. (1970): Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco: Holden-day.

- BOX, G.E.P. y PIERCE, D.A. (1970) : "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models". Journal of the American Statistical Association, 65. pp. 1509-1526.

- BOX, G.E.P. y LJUNG, G.M. (1978): "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models". Biometrika, 65, pp. 197-303.

- BOX, G.E.P. y TIAO, G.C. (1975): "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems". Journal of the American Statistical Association 70, 349, pp.70-79.

- BRIZ DE CABRA, R. Y CARBAJO VASCO, D. (1988): Política Monetaria Europea: Componentes y Evolución. Política Comunitaria Europea.

- CAGAN, P. (1956): "The Monetary Dynamics of Hiperinflation" en M.Friedman (ed) Studies in the Quantity Theory of Money. University of Chicago Press. pp. 23-117.

- CASSEL, G. (1966): The Downfall of the Gold Standard. Reprints of Economic Classics. New York.

- CHANG, I. (1982): Outliers in Time Series. Tesis Doctoral. Universidad de Wisconsin, Madison.

- GHANG, I. y TIAO, G.C. (1983): "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers". Technical Report. Universidad de Chicago, Statistics Research Center.

- CHANG, I., TIAO, G.C. y CHENG, C. (1988): "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers". Technometrics, vol. 30, nº2, Mayo, pp. 193-204.

- CHRISTIANO, L. (1989): "On Unit Roots in GNP: Do we Know and Do We Care?". NSF-NBER Time Series Seminar, Madrid, 11/12, Septiembre.

- CLARKE, B.R. y GODOLPHIN, E.F. (1982): "Comparative Power Studies for Goodness of Fit Tests in Time Series Models". Journal of Time Series Analysis, 3, pp.141-151.

- DAVIDSON, J.E.H., HENDRY, D.F., SRBA, F. y YEO, S. (1978): "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom". The Economic Journal, 88, pp.661-692.

- DAVIES, N. y NEWBOLD, P. (1979): "Some Power Studies of Portmanteau Test of a Time Series Model Specification". Biometrika, 66.

- DAVIES, N. y PETRUCCELLI, J.D. (1986): "Detecting Non-Linearity in Time Series". The Statistician, 35, pp. 271-280.

- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica, 49, pp. 1057-1072.

- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for a Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association, 74, pp. 427-431.

- DIEBOLD, F. (1988): Empirical Modelling of Exchange Rate Dynamics. Springer-Verlag. Berlin.

- DIEBOLD, F. y NERLOVE, M. (1989): "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model". Journal of Applied Econometrics, 4, pp. 1-21.

- DOLADO, J.J. y JENKINSON, T. (1987): "Cointegration: A Survey of Recent Developments". Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de Trabajo 8708.

- DOLADO, J.J. (1989): "Cointegración: Una Panorámica" Trabajo a Publicarse en la Revista Estadística Española.

- DOMOWITZ, I. y HAKKIO, C.S. (1985) "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market". Journal of International Economics, 19, pp. 47-66.

- DORNBUSH, R. (1976): "Expectations and Exchange Rate Dynamics". Journal of Political Economy, 84, pp. 1161-1176.

- ENGLE, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation". Econometrica, vol. 50, nº 4, julio, pp.987-1007.

- ENGLE, R.F. y BOLLERSLEV, T. (1986): "Modelling the Persistence of Conditional Variances". Econometric Review, 5, pp. 1-50.

- ENGLE, F. y YEO, B.S. (1987): "Forecasting and Testing in Co-integrated systems". Journal of Econometrics, 35, pp. 143-159.

- EVANS, G.B.A. y SAVIN, N.E. (1981): "Testing for Unit Roots 1". Econometrica, 49 , pp. 753-779.

- EVANS, G.B.A. y SAVIN, N.E. (1984): "Testing for Unit Roots 2". Econometrica, 52, pp. 1241-1269.

- FAMA, E.F. (1984): " Forward and Spot Exchange Rates". Journal of Monetary Economics, 14.

- FRANKEL, J.A. (1979): On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Interest Rates Differentials". American Economic Review, 71, pp. 1072-1082.

- FRENKEL, J.A. (1976): "Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination " en J.F.O. Bilson y R.C. Marston (eds) Exchange Rate: Theory and Practice.

- FRENKEL, J.A. (1981a): "The Collapse of Purchase Power Parities During the 1970's". European Economic Review, 16, pp. 145-165.

- FRENKEL, J.A. (1981b): "Flexible Exchange Rates, Prices and the Role of the 'News': Lessons from the 1970's". Journal of Political Economy , 89, pp. 665-705.

- FRENKEL, J.A. y GOLSTEIN, M. (1988): "La Evolución del Sistema Monetario Internacional y la Elección entre Tipos de Cambio Fijos y Flexibles". Información Comercial Española n^o 657. Mayo 1988.

- FRIEDMAN, D. y VANDERSTEEL, S. (1982): "Short-Run Fluctuations in Foreign Exchange Rates. Evidence from

the Data 1973-1979. Journal of International Economics, 13, pp. 171-186.

- FULLER, W.A. (1976): Introduction to Statistical Time Series. New York: Wiley & Sons.

- GARCIA FERRER, A. (1988): Comentarios al trabajo de J.L. Raymond y E. Uriel "Investigación Econométrica Aplicada: Un Caso de Estudio". I Seminario sobre Especificación y Validación de Modelos Económicos. Zaragoza. Mayo.

- GARCIA FERRER, A. (1989): "Análisis de la Cointegración entre la Tasa de Nupcialidad y la Tasa de Fecundidad en España. Período 1900-1980". Universidad Autónoma de Madrid. Departamento de Análisis Económico. Econometría.

- GARCIA FERRER, A. y del HOYO, J. (1987): "Analysis of the Car Accident Indexes in Spain: A Multiple Time Series Approach". Journal of Business and Economic Statistics, 5, pp. 27-38.

- GARCIA FERRER, A. y del HOYO, J. (1989): "On Trend Extraction Models: Interpretation, Empirical Evidence and Forecasting Performance". NSF/NBER Time Series Seminar. Madrid, 11/12 Septiembre.

- GARCIA FERRER, A. (1989): "Comentarios Sobre el Trabajo de Juan J. Dolado "Cointegración: Una Panorámica". Departamento de Análisis Económico. Universidad Autónoma.

- GARCIA SOLANES, J. (1982): La Estrategia Española Frente a los Proyectos de Integración Monetaria Europea.

- GRANGER, C.W.J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". Econometrica, 37, pp. 424-438.

- GRANGER, C.W.J. (1981): "Forecasting White Noise". presentado en A.S.A-NBER- Census Conference on Applied Time Series Analysis of Economic Data. Washington, D.C. Octubre, 1981.

- GRANGER, C.W.J. (1987): " Are Economic Variables Really Integrated of Order One ?". en B. MacNeilland y G.J. Umphrey (eds). Time Series and Econometrics Modelling. pp. 207-217.

- GRANGER, C.W.J. y NEWBOLD, P. (1977): Forecasting Economic Time Series. New York: Academic Press.

- GRANGER, C.W.J. y ANDERSEN, A.P. (1978): An Introduction to Bilinear Time Series. New York: Academic Press.

- GRANGER, C.W.J. y ENGLE, R.F. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica, 55, pp. 251-276.

- GODFREY, L.J. (1978): "Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables". Econometrica, 46, pp. 1293-1302.

- GUITAN, M. (1988): "El Sistema Monetario Europeo: Equilibrio entre Reglas y Discrecionalidad". Información Comercial Española, nº 657. Mayo 1988.

- GUTTMAN, I. y TIAO, G.C. (1978): "Effect of Correlation on the Estimation of a Mean in the Presence of Spurious Observations". The Canadian Journal of Statistics, 6, pp. 229-247.

- HARVEY, A.C. (1979): The Econometric Analysis of Time Series. London: Phillip Allan.

- HARVEY, C. y TODD, M. (1983): "Forecasting Economic Time Series with Structural and Box-Jenkins Models: A Case of Study". Journal of Business and Economic Statistics. Vol 1, número 4.

- HARVEY, C. y DURBIN, J. (1986): "The Effect of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time series Modelling". Royal Statistical Society, A. pp. 187-227

- HOLMES, A.R. y SCHOTT, F.H. (1965): The New York Foreign Exchange Market, New York.

- HSIEH, D.A. (1985): The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983. Manuscript. Universidad de Chicago, Graduate School of Business.

- HSIEH, D.A. (1988a): The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983. Journal of International Economics, 24, febrero, pp. 129-145.

- HSIEH, D.A. (1988b): A Nonlinear Stochastic Rational Expectations Model of Exchange Rates. Manuscrito. Universidad de Chicago.

- HSIEH, D.A. (1989): "Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rates. Journal of Business, vol. 62, nº 3, pp. 339-368.

- JEFFREYS, H. (1967): Theory of Probability. Oxford: Clarandom.

- JENSEN, M.C. (1978): "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency". Journal of Financial Economics, 6, pp. 95-101.

- JOHNSON, H.G. (1976): "The Monetary Approach to Balance-of-Payments Theory" en J.A.Frenkel y H.G.Johnson (eds) The Monetary Approach to the Balance of Payments, London, pp. 147-167.

- de JUAN FERNANDEZ, A. (1986): "Tipo de Cambio: Fracaso del Modelo Monetario y Alternativa para los Casos Peseta-Dólar y Peseta-Marco". Universidad Autónoma de Madrid. Departamento de Análisis Económico (Econometría). Memoria de Licenciatura.

- de JUAN FERNANDEZ, A. (1988): "Tipo de Cambio: Fracaso del Modelo Monetario y Alternativa para los Casos Peseta-Dólar y Peseta-Marco". Moneda y Crédito, 184, pp. 23-45.

- de JUAN FERNANDEZ, A. (1989): Evolución del Sistema Monetario Internacional. Documento de Trabajo. Departa-

mento de Análisis Económico (Econometría). Universidad Autónoma de Madrid.

- JUDGE, G.G., GRIFFITHS, W.E., HILL, R.C., LUKTEPOHL, H. y LEE, T. (1985): Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. Segunda Edición. New York: John Wiley and Sons.

- KADANE, J.B.; DICKEY, J.M.; WINKLER, R.L.; SMITH, W.S. y PETERS, S.C. (1980): "An Interactive Elicitation of Opinion for a Normal Linear Model". Journal of the American Statistical Association, 75, pp. 845-854.

- KEENAN, D.M. (1985): "A Tuckey Nonadditivity-type Test for Time Series Nonlinearity". Biometrika, 72, 1, pp. 39-44.

- KENEN, P.B. (1988): Managing Exchange Rates. Ghatam House Papers. The Royal Institut of International Affairs. Routledge. Londres.

- LAMOUREUX, C.G. y LASTRAPPE, W.D. (1990); "Heteroscedasticity in Stock Return Data: Volume Versus GARCH Effects". The Journal of Finance, vol. XLV, nº 1, marzo, pp. 221-229.

- LEVICH, R.M. (1985): " Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency" en R.W. Jones y P.B. Kenen (eds) Handbook of International Economics, vol. 2. Amsterdam: North Holland.

- LINDLEY, D.V. (1965): Introduction to Probability and Statistics from a Bayesian Viewpoint, Part 2. Inference. Cambridge: University of Cambridge Press.

- LLORENTE, J.G. (1990): Opciones Americanas en Futuros sobre Indices Bursátiles: Una Nueva Propuesta de Valoración. Tesis Doctoral. Departamento de Análisis Económico. Universidad Autónoma.

- MacDONALD, R. y KEARNEY, C. (1987): "On the Specification of Granger-Causality Tests Using the Cointegration Methodology ". Economic Letters, 25, pp. 149-153.

- MacDONALD, R. y TAYLOR, M.P. (1989): "Foreign Exchange Market Efficiency and Cointegration. Some Evidence From the Recent Float". Economic Letters, 29, pp. 63-68.

- MANZANO, D. (1987): Interacción entre Mercados Monetarios y Cambiarios: Un Análisis del Caso Español. Tesis Doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.

- MAÑAS ANTON, L. (1985): "Testing for Random Walks: The Peseta/Dollar Exchange Rate Case". University of Chicago. First Draft. Abril.

- MAÑAS ANTON, L. (1986): " Contrastación de la Hipótesis de Paseo Aleatorio: el Caso del Tipo de Cambio Peseta/Dólar ". Información Comercial Española, 632. Abril.

- MAÑAS ANTON, L. (1986): " Empirical Regularities in Short Run Exchange Rate Behavior". Tesis Doctoral. Universidad de Chicago.

- MARAVALL, A. (1983): "An Application of Nonlinear Time Series Forecasting". Journal of Business and Economic Statistics, 1, pp.66-74.

- MARTIN ARROYO, A. (1987): " Autoregressive Moving Average Rational Expectations Solutions to Rational Expectations Monetary Models ". University of Chicago. First Draft. Noviembre.

- MARTIN ARROYO, A. (1988): "Soluciones ARMA-ER a Modelos Monetarios con Expectativas Racionales". Tesis Doctoral. Universidad Autónoma de Madrid. Departamento de Análisis Económico.

- MAYCAS TARASCON, J. (1987): Reforzamiento del Sistema Monetario Europeo. Banco de España. Boletín Económico. Noviembre 1987.

- MAYNARD, G. y DAVIES, P.A. (1982): "The International Monetary System and the International Capital Market". en International Capital Movements. Papers of the Fifth Annual Conference of the International Study Group. Ed. J. Black and J.M. Dunning.

- McCURDY, T.H. y MORGAN, G. (1987): "Test of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency with Time Varying Volatility". International Journal of Forecasting, 3, pp. 131-148.

- McLEOD, A.I. y LI, W.K. (1983): "Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations". Journal of Time Series Analysis, vol. 4, nº 4, pp. 269-273.

- MEESE, R. y ROGOFF, K. (1983): "The Out-Of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification " en J.A. Frenkel (ed) Exchange Rates and International Macroeconomics. Chicago: Chicago University Press.

- MEESE, R. y GEWEKE, J. (1984): "A Comparison of Autoregressive Univariate Forecasting Procedure for Macroeconomic Time Series".-Journal of Business and Economic Statistics, 2, Abril.

- MENDEZ, J.M. (1978): El Fondo Monetario Internacional: La Segunda Enmienda. Instituto de Estudios Fiscales. Ministerio de Hacienda.

- MILHOJ, A. (1985): "The Moment Structure of ARCH Processes". Scandinavian Journal of Statistics, 12, pp.281-292.

- MILHOJ, A. (1987): "A Conditional Variance Model for Daily Deviations of an Exchange Rate". Journal of Business and Economic Statistics, 5, pp. 99-103.

- MILLER, R.B. (1980): "Comments on Robust Estimation on Autoregressive Models by Martin". en Directions in Time Series, eds. D.R. Brillinger and G.C. Tiao. Hayward CA: Institute of Mathematical Statistics. pp. 255-262.

- MINOT, W.G. (1974): "Tests for Integration Between Major European Capital Markets". Oxford Economic Papers, 26, pp. 424-439.

- MUNDELL, R.A. (1968): International Economics. The MacMillan Company. New York.

- MUNS, J. (1978): "De Bretton Woods al Bosquejo de Reforma del Comité de los Veinte" en Crisis y Reforma del Sistema Monetario Internacional, artículos recopilados por J. Muns. Instituto de Estudios Fiscales. Ministerio de Hacienda.

- MUNS, J. (1984): Historia de las Relaciones entre España y el Fondo Monetario Internacional. 1958-1982. Veinticinco años de Economía Española. Ed. Alianza Editorial.

- MUSSA, M. (1984): "The Theory of Exchange Rate Determination". en J.F.O. Bilson y R.C. Marston (eds) Exchange Rates: Theory and Practice . pp.13-78.

- MUTH, J.F. (1961): "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". Econometrica. Julio, pp. 315-335.

- NANKERVIS, J.C. y SAVIN, N.E. (1985): "Testing for Autoregressive Parameter with the t Statistic". Journal of Econometrics, 27, pp. 143-161.

- OFFICER, L.H. y WILLETT, T.D. (1970): "The Covered-Arbitrage Schedule: a Critical Survey of Recent Developments". Journal of Money, Credit and Banking, 2, pp. 247-257.

- OZAH, T. (1980): "Nonlinear Time Series Models for Nonlinear Random Vibrations. Journal of Applied Probability, 17, pp. 84-93.

- PHILLIPS, A.W. (1957): "Stabilization Policy and the Time Forms of Lagged Responses". Economic Journal, 67, pp. 265-277.

- PRACHOWNI, F.J. (1970): "A Note on Interest Parity and the Supply of Arbitrage Funds". Journal of Political Economy, 78, pp. 540-546.

- PEÑA, D. (1990): "Influential Observations in Time Series". Journal of Business and Economic Statistics, vol. 8, nº 2, Abril, pp. 235-241.

- PEÑA, J.I. (1985): "Procedimientos de Selección para Modelos No Lineales de Series Temporales". Estadística Española, nº 107, pp. 39-53.

- PEÑA, J.I. (1987): "Avances Recientes en Modelos No Lineales para Series Temporales". Economía Española, pp. 119-142.

- PEÑA, J.I. (1989): Análisis Estadístico de los Tipos de Cambio Diarios de la Peseta. Cuadernos de Opinión 3, Centro Internacional Carlos V.

- PETRUCCELLI, J.D. y DAVIES, N. (1986) "A Portmanteau Test for Self-Exciting Threshold Autoregressive-type Nonlinearity in Time Series". Biometrika, 73, 3, pp. 687-694.

- PRIESTLEY, M.B. (1980): "State-dependent Models: A General Approach to Nonlinear Time Series Analysis". Journal of Time Series Analysis, 1, pp. 47-71.

- RAO, C.R. (1947): "Large Sample Test of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters with Applications to Problems of Estimation". Proc. Camb. Phil. Soc., 44, pp.50-57.

- SAID, E.S y DICKEY, D.A. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving-Average Models of Unknown Order". Biometrika, 71, 3, pp. 599-607.

- SARGAN, J.D. (1964): " Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometrics Methodology". en P.E.Hart, G.Mills y J.N.Whittaker (eds) Econometric Analysis for National Economic Planning. London.

- SCHWARZ, G. (1978): "Improved Estimation for Coefficients in Linear Regression". Journal of the American Statistical Association, 63, pp. 596-606.

- SHIBATA, R. (1981): "An Optimal Selection of Regression Variables". Biometrika, 68, pp. 45-54.

- SIMS, C.A. (1988): "Bayesian Skepticism on Unit Roots Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control, 12, pp. 463-474.

- SMITH, P.N. y WICKENS, M.R. (1986): " An Empirical Investigation Into the Causes of the Faillure of the Monetary Model of the Exchange Rates". Journal of the Applied Econometrics. vol. 1, pp. 143-162.

- STOLL, H.R. (1972): "Causes of Deviation From Interest Rate Parity: a comment". Journal of Money, Credit and Banking, 1, pp. 113-117.

- SUBBA RAO, T. (1981): "On the Theory of Bilinear Time Series Models". Journal of Royal Statistical Society, B, 43, nº 2, pp. 244-255.

- TAYLOR, S. (1986): Modelling Financial Time Series. John Wiley and Sons.

- TONG, H. (1980): "A View of Non-linear Time Series Model Building". Proc. Int. Conf. Nottingham. North Holland.

- TONG, H. (1983): Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis. Springer-Verlag.

- TRIFFIN, R. (1961): El Caos Monetario. Fondo de Cultura Económica. México.

- TRIFFIN, R. (1962) : El Oro y la Crisis del Dólar. Fondo de Cultura Económica. México.

- TRIFFIN, R. (1968): Our International Monetary System: Yesterday, Today and Tomorrow. A Random House Study in Economics.

- TRIFFIN, R. (1979): El Sistema Monetario Europeo. Segunda Conferencia sobre Integración y Desarrollo Desigual: la Ampliación de la C.E.E. y los Países en Desarrollo. Madrid. Octubre 1979.

- TRUJILLO, J.A., CUERVO-ARANGO, C. y VARGAS, F. (1988): El Sistema Financiero Español. Ariel Economía.

- TSAY, R.S. (1986): "Time Series Model Specification in the Presence of Outliers". Journal of the American Statistical Association, Vol. 81. nº 393. pp. 132-141.

- TSAY, R.S. y TIAO, G.C. (1984): "Consistent Estimates of Autoregressive Parameters and Extended Sample Autocorrelations Function for Stationary and Nonstationary Models". Journal of the American Statistical Association, 79, pp. 84-96.

- TSAY, R.S. (1988): "Outliers, Level shifts, and Variance Changes in Time Series". Journal of Forecasting, vol nº 7, pp. 1-20.

- VARELA, M. y VARELA, F. (1974): El Sistema Monetario Internacional (Presente y Futuro). Ed. Planeta. Barcelona.

- VIÑALS, J. (1985): ¿Aumenta la Apertura Financiera Exterior las Fluctuaciones del Tipo de Cambio?. Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de Trabajo nº 8518.

- VIÑALS, J. (1986): ¿Hacia una Menor Flexibilidad de los Tipos de Cambio en el Sistema Monetario Internacional?. Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de Trabajo nº 8610.

- VIÑALS, J. y DOMINGO, L. (1987): La Peseta y el Sistema Monetario Europeo: Un Modelo del Tipo de Cambio Peseta/marco. Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de Trabajo nº 8703.

- VIÑALS, J. (1988): "El Sistema Monetario Europeo, España y la Política Macroeconómica". Información Comercial española nº 657. Mayo 1988.

- WECKER, W. (1981): "Assymetric Time Series". Journal of the American Statistical Association, 76, pp. 16-21.

- WEISS, A.A. (1984): "ARMA Models with ARCH Errors". Journal of Time Series Analysis, vol 5, nº 2, pp. 129-143.

- WEISS, A.A. (1986): "ARCH and Bilinear Time Series Models: Comparison and Combination". Journal of Business and Economic Statistics, vol 4, nº 1, Enero, pp. 59-70.

- WEISS, A.A. (1986): "On the Stability of a Heteroscedastic Process". Journal of Time Series Analysis, vol 7, nº 4, pp. 303-310.

- WHITTLE, P. (1952): "Tests of Fit in Time Series". Biometrika, 39, pp.309-318.

- WINKLER, R.L. (1977): "Prior Information, Predictive Distributions and Bayesian Model-Building" en A. Zellner (ed) Bayesian Analysis in Econometrics and Statistics. Essays in Honor of Harold Jeffreys. Amsterdam: North Holland. 1980.

- YOUNG, P. (1984): Recursive Estimation and Time Series Analysis. An Introduction. Springer-Verlag.

- ZELLNER, A. (1971): An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics. John Wiley and Sons, Inc. New York.

- ZELLNER, A. (1972): "On Assessing Informative Prior Distributions for Regression Coefficients". Manuscrito, H.G.B. Alexander Research Foundation, Graduate School of Business, University of Chicago.

- ZELLNER, A. (1980): "On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with g-prior Distributions". Revised Version of a Paper Presented to the Econometric Society Meeting, Denver, Colorado. Septiembre.

- ZELLNER, A. (1984): Basic Issues in Econometrics. The University of Chicago Press. Chicago.

- ZELLNER, A. y SIOW, A. (1980): "Posterior Odds Ratios for Selected Regression Hypothesis" en J.M. Bernardo et al Proceedings of the First International Meeting, Valencia, España. pp. 589-603.

INDICE DE TABLAS

| | |
|---|-----|
| - <u>TABLA 2-1</u> : Importaciones y exportaciones | 26 |
| - <u>TABLA 2-2</u> : Test de Box-Ljung | 35 |
| - <u>TABLA 2-3</u> : Test de Whittle | 38 |
| - <u>TABLA 2-4</u> : Test de Harvey y $\%RMSE$ | 41 |
| - <u>TABLA 2-5</u> : Tests de Akaike y Schwarz | 44 |
| - <u>TABLA 2-6</u> : Función de potencia del contraste de Dickey-Fuller | 45 |
| - <u>TABLA 2-7</u> : Resumen del comportamiento de los tests clásicos | 50 |
| - <u>TABLA 2-8</u> : POR utilizando a priori difusas | 58 |
| - <u>TABLA 2-9</u> : POR utilizando a priori natural conjugada ... | 63 |
| - <u>TABLA 2-10</u> : Resumen del comportamiento de los tests bayesianos | 64 |
| - <u>TABLA 2-11</u> : Regresiones de cointegración | 68 |
| - <u>TABLA 2-12</u> : Tests de cointegración | 69 |
| - <u>TABLA 3-1</u> : Definición de las variables | 73 |
| - <u>TABLA 3-2</u> : Medidas estadísticas del tipo de cambio peseta/dólar y sus determinantes fundamentales .. | 74 |
| - <u>TABLA 3-3</u> : Medidas estadísticas del tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales .. | 81 |
| - <u>TABLA 3-4</u> : Medidas estadísticas del tipo de cambio peseta/franco y sus determinantes fundamentales . | 87 |
| - <u>TABLA 3-5</u> : Análisis univariante del tipo de cambio peseta/dólar y de sus determinantes fundamentales .. | 94 |
| - <u>TABLA 3-6</u> : Análisis univariante del tipo de cambio peseta/marco y de sus determinantes fundamentales . | 100 |
| - <u>TABLA 3-7</u> : Análisis univariante del ipo de cambio peseta/ | |

- franco y de sus determinantes fundamentales 107
- TABLA 3-8: Relaciones dinámicas entre el tipo de cambio peseta/marco y sus determinantes fundamentales . 112
 - TABLA 3-9: Medidas de la capacidad predictiva de cada modelo
 - (A) Modelos Univariantes 116
 - (B) Modelos Bivariantes 117
 - TABLA 4.1: Resumen tests de eficiencia - Datos diarios 129
 - TABLA 4.2: Valores atípicos de los tipos de cambio 140
 - TABLA 4.3: Medidas estadísticas descriptivas de los tipos de cambio sin intervenir 143
 - TABLA 4.4: Medidas estadísticas descriptivas de los tipos de cambio intervenidos 144
 - TABLA 4.5: Tipo de cambio peseta/dólar: valores actuales, predicciones y medidas predictivas de los modelos $RW + \theta$ y $ARMA(1,1) +$ intervenciones .. 160
 - TABLA 4.6: Tipo de cambio peseta/marco: valores actuales, predicciones y medidas predictivas de los modelos $RW + \theta$ y $RW + \theta +$ intervenciones 162
 - TABLA 4.7: Tipo de cambio peseta/franco: valores actuales, predicciones y medidas predictivas de los modelos $RW + \theta$ y $RW + \theta +$ intervenciones y $ARIMA(0,1,0)(2,0,0)_{S=5} + \theta +$ intervenciones 166
 - TABLA 4.8 A Y B): Valores atípicos de los diferenciales de tipos de interés interbancarios
 - a un mes 174
 - a tres meses 175
 - C, D, Y E): Valores atípicos de los diferenciales de tipos de interés - euromercado
 - a un día 176
 - a un mes 177
 - a tres meses 178
 - TABLA 4.9: Modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés a un mes (interbancarios) . 181
 - TABLA 4.10: Tipo de cambio peseta/marco: valores actuales, predicciones y medidas predictivas de los modelos $RW + \theta$ y Función de transferencia con el

| | | |
|----------------------|--|-----|
| | diferencial de tipos de interés interbancarios | 184 |
| - <u>TABLA 4.11:</u> | Modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés a tres meses (interbancarios) | 187 |
| - <u>TABLA 4.12:</u> | Tipo de cambio peseta/franco: valores actuales, predicciones y medidas predictivas de los modelos $RW + \theta$ y función de transferencia con el diferencial de tipos de interés interbancarios | 190 |
| - <u>TABLA 4.13:</u> | Modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés a un día (euromercado) ... | 197 |
| - <u>TABLA 4.14:</u> | Modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés a un mes (euromercado) ... | 198 |
| - <u>TABLA 4.15:</u> | Modelos univariantes de los diferenciales de tipos de interés a tres meses (euromercado) | 199 |
| - <u>TABLA 4.16:</u> | Tipo de cambio peseta/franco: valores actuales predicciones y medidas descriptivas de los modelos $RW + \theta$ y función de transferencia con el tipo de cambio peseta/marco | 216 |
| - <u>TABLA 4.17:</u> | Resumen del comportamiento predictivo de los modelos | 218 |
| - <u>TABLA 4.18:</u> | Resumen del comportamiento de los tests de no linealidad | 232 |

INDICE DE GRAFICOS

- GRAFICO 3.1: Tipo de cambio peseta/dólar en logaritmos
1979.01-1988.12..... 75
- GRAFICO 3.2: Diferencial de tipos de interés de la peseta
frente al dólar 1979.01-1988.12 75
- GRAFICO 3.3: Diferencial de precios entre España y EE.UU.
1979.01-1988.09 76
- GRAFICO 3.4: Diferencial de ofertas monetarias entre Espa-
ña y EE.UU. 1979.01-1988.10 76
- GRAFICO 3.5: Diferencial de IPI's entre España y EE.UU.
1979.01-1988.09 77
- GRAFICO 3.6: Diferencial de tipos de interés reales de la
peseta frente al dólar 1979.01-1988.09 ... 77
- GRAFICO 3.7: Tipo de cambio peseta/marco en logaritmos
1979.01-1988.12 82
- GRAFICO 3.8: Diferencial de tipos de interés de la peseta
frente al marco 1979.01-1988.12 82
- GRAFICO 3.9: Diferencial de precios entre España y Alema-
nia 1979.01-1988.09 83
- GRAFICO 3.10: Diferencial de ofertas monetarias entre Es-
paña y Alemania 1979.01-1988.10 83
- GRAFICO 3.11: Diferencial de IPI's entre España y Alemania
1979.01-1988.09 84
- GRAFICO 3.12: Diferencial de tipos de interés reales de la
peseta frente al marco 1979.01-1988.09 .. 84
- GRAFICO 3.13: Tipo de cambio peseta/franco en logaritmos
1979.01-1988.12 88
- GRAFICO 3.14: Diferencial de tipos de interés de la peseta
frente al franco 1979.01-1988.12 88
- GRAFICO 3.15: Diferencial de precios entre España y Fran-
cia 1979.01-1988.09 89

- GRAFICO 3.16: Diferencial de ofertas monetarias entre España y Francia 1979.01-1988.10 89
- GRAFICO 3.17: Diferencial de IPI's entre España y Francia 1979.01-1988.09 90
- GRAFICO 3.18: Diferencial de tipos de interés reales de la Peseta frente al Franco 1979.01-1988.09 . 90
- GRAFICO 4.1: Tipo de cambio peseta/dólar. Período: 2/11/87 a 30/11/88 133
- GRAFICO 4.2: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/dólar 133
- GRAFICO 4.3: Tipo de cambio peseta/marco. Período: 2/11/87 a 30/11/88 136
- GRAFICO 4.4: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/marco 136
- GRAFICO 4.5: Tipo de cambio peseta/franco. Período:2/11/87 a 30/11/88 138
- GRAFICO 4.6: Diagrama rango-media del tipo de cambio peseta/franco 138
- GRAFICO 4.7: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/dólar (en diferencias de logaritmo) 148
- GRAFICO 4.8: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/dólar intervenido (en diferencias de logaritmo) 149
- GRAFICO 4.9: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/marco (en diferencias) 151
- GRAFICO 4.10: Funciones de autocorrelación simple y parcial de tipo de cambio peseta/marco intervenido (en diferencias) 152
- GRAFICO 4.11: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/franco (en diferencias) 153
- GRAFICO 4.12: Funciones de autocorrelación simple y parcial del tipo de cambio peseta/franco intervenido (en diferencias) 154

- GRAFICO 4.13: Tipo de cambio peseta/dólar. Primeras diferencias del logaritmo 158
- GRAFICO 4.14: Tipo de cambio peseta/franco: funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos del modelo (D-3) 164
- GRAFICO 4.15: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el dólar (interbancario) 179
- GRAFICO 4.16: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el marco (interbancario) 179
- GRAFICO 4.17: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el franco(interbancario) 180
- GRAFICO 4.18: Diferencial de tipos de interés a tres meses entre la peseta y el dólar (interban-) . 185
- GRAFICO 4.19: Diferencial de tipos de interés a tres meses entre la peseta y el marco (interban-) . 185
- GRAFICO 4.20: Diferencial de tipos de interés a tres meses entre la peseta y el franco (interban-) 186
- GRAFICO 4.21: Diferencial de tipos de interés a un día entre la peseta y el dólar (euromercado) . 191
- GRAFICO 4.22: Diferencial de tipos de interés a un día entre la peseta y el marco (euromercado) . 191
- GRAFICO 4.23: Diferencial de tipos de interés a un día entre la peseta y el franco (euromercado) 192
- GRAFICO 4.24: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el dólar (euromercado) . 192
- GRAFICO 4.25: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el marco (euromercado) . 193
- GRAFICO 4.26: Diferencial de tipos de interés a un mes entre la peseta y el franco (euromercado) 193
- GRAFICO 4.27: Diferencial de tipos de interés a tres meses entre la peseta y el dólar (euromercado) 194
- GRAFICO 4.28: Diferencial de tipos de interés a tres meses entre la peseta y el marco (euromercado) 194
- GRAFICO 4.29: Diferencial de tipos de interés a tres meses

entre la peseta y el franco (euromercado) 195

- GRAFICO 4.30: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/marco
Período: 2/11/87 a 30/11/88 203
- GRAFICO 4.31: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/marco
Período: 2/11/87 a 12/5/88 204
- GRAFICO 4.32: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/marco
Período: 12/5/88 a 30/11/88 204
- GRAFICO 4.33: Función de correlación cruzada entre el dólar
y el marco 206
- GRAFICO 4.34: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco
Período: 2/11/87 a 30/11/88 208
- GRAFICO 4.35: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco
Período: 2/11/87 a 12/5/88 209
- GRAFICO 4.36: Tipos de cambio peseta/dólar y peseta/franco
Período: 12/5/88 a 30/11/88 209
- GRAFICO 4.37: Función de correlación cruzada entre el dólar
y el franco 211
- GRAFICO 4.38: Tipos de cambio peseta/marco y peseta/franco
Período: 2/11/87 a 30/11/88 212
- GRAFICO 4.39: Función de correlación cruzada entre el marco
y el franco 213
- GRAFICO 4.40: Tipo de cambio peseta/dólar: función de autocorrelación simple del cuadrado de los residuos del modelo (D-1) 234

**EFICIENCIA DEL MERCADO ESPAÑOL DE DIVISAS:
ANALISIS MENSUAL Y DIARIO DE LOS
TIPOS DE CAMBIO**

APENDICES

APENDICE A

Tests de Contraste de la Hipótesis de Paseo Aleatorio

2) TEST DE WHITTLE

Whittle construye un estadístico para medir o comparar la bondad del ajuste del modelo estimado bajo la hipótesis nula frente a la bondad del ajuste del modelo estimado bajo la hipótesis alternativa. El contraste viene definido por la expresión:

$$\Phi = (n-k) \cdot \frac{[\hat{u}_1' \hat{u}_1 - \hat{u}_0' \hat{u}_0]}{\hat{u}_0' \hat{u}_0}$$

donde * $\hat{u}_0' \hat{u}_0$ es la suma residual del modelo bajo la hipótesis nula que puede incluir cualquier modelo ARIMA. En nuestro caso, la hipótesis nula vendrá dada por la expresión:

$$H_0: S_t = S_{t-1} + \delta + \epsilon_t$$

* $\hat{u}_1' \hat{u}_1$ representa la suma residual del modelo ajustado bajo la hipótesis alternativa que en nuestro caso incluye modelos ARIMA

* k es el número de parámetros adicionales incluidos en el modelo estimado bajo la hipótesis alternativa respecto al modelo bajo la hipótesis nula. Whittle demostró que este estadístico, bajo la hipótesis nula, se distribuye como una X^2 con $k-p$ grados de libertad, siendo p el número de parámetros incluidos en el modelo bajo la hipótesis nula (en nuestro caso, $p=0$)

La filosofía del contraste supone que un valor significativo de Φ indica un mal ajuste, mientras que un valor de Φ reducido implica un ajuste satisfactorio.

3) TEST DE HARVEY O DE PREDICCIONES EXTRAMUESTRALES

Harvey desarrolla un test para comparar el poder predictivo de distintos modelos. Sea

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_r Y_{t-r} + \epsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T$$

el modelo estimado, donde $\epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$.

Para el período de predicción, podemos definir el error de predicción mediante la expresión:

$$\begin{aligned} \epsilon_{T+j/T} &= Y_{T+j} - \hat{\alpha}_1 Y_{T+j-1} - \hat{\alpha}_2 Y_{T+j-2} - \dots - \hat{\alpha}_r Y_{T+j-r} \\ &= Y_{T+j} - \hat{Y}_T(j) \quad j = 1, 2, \dots, l \end{aligned}$$

siendo $\hat{Y}_T(j)$ la predicción obtenida con el modelo para el momento $T+j$. Los errores de predicción también serán $\text{NID}(0, \sigma^2)$.

Harvey, a partir de estos errores de predicción, construye el estadístico:

$$\mu(l) = \sigma^2 \sum_{j=1}^l \epsilon_{T+j/T}^2$$

que se distribuye como una χ^2 con 1 grados de libertad, siendo 1 el número de predicciones σ^2 un estimador consistente de la varianza residual.

En nuestro caso, al ser el modelo bajo la hipótesis nula:

$$H_0: S_t = S_{t-1} + \delta + \epsilon_t; \quad \epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

el error de predicción vendrá definido por:

$$\epsilon_{T+j/T} = S_{T+j} - \hat{S}_T(j) = S_{T+j} - S_{T+j-1} - \hat{\delta}$$

Bajo la hipótesis alternativa, se incluyen diversos modelos ARIMA por lo que podemos expresar la hipótesis alternativa:

$$H_1: \Phi(B)S_t = \Theta(B)\epsilon_t \quad \epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

y los errores de predicción vendrán dados por la expresión:

$$\begin{aligned} \epsilon_{T+j/T} &= S_{T+j} - \hat{S}_T(j) \\ &= S_{T+j} - \hat{\Phi}(B)S_{T+j} - \hat{\Theta}(B)\epsilon_{T+j} \end{aligned}$$

Un valor significativo de $\mu(1)$ puede estar indicando dos cosas:

- que las observaciones muestrales y las observaciones postmuestrales están generadas por procesos distintos ó

- que el modelo ajustado a las observaciones muestrales contiene error de especificación

En general, la conclusión que se extrae al obtener un valor para el estadístico superior al correspondiente a la X^2 es que el modelo es, en alguna medida, inadecuado.

4) SELECCION DE MODELOS BASADA EN CRITERIOS DE INFORMACION

A - Criterio de Información de Akaike (1974)

Este criterio se basa en conceptos teóricos de información (criterio de información de Kullback-Leibler). Aplicándolo al campo de los modelos ARIMA, se escogería el orden (p,q) que minimiza el valor de:

$$AIC = -2\ln(\text{máxima verosimilitud}) + 2(p+q)$$

Si se utiliza la función de log-verosimilitud concentrada:

$$L^* = -n/2 \ln S^2 - n/2 + \text{constante}$$

donde S^2 es el estimador máximo verosimil de la varianza de la perturbación, se puede expresar el criterio de Akaike como:

$$AIC = n\ln S^2 + 2(p+q) + \text{constante}$$

B - Criterio de Información de Schwarz (1978)

El criterio de probabilidades a posteriori propuesto por Schwarz ($S(p,q)$) consiste en la minimización de la expresión:

$$S(p,q) = n \ln S^2 + (p+q) \ln(n)$$

donde S^2 es el estimador máximo verosímil de la varianza de las perturbaciones. Así, se escogería el modelo ARIMA de orden (p,q) que minimizase la expresión $S(p,q)$.

TEST DE DICKEY - FULLER (1981)

Partiendo del modelo general:

$$y_t = \alpha + \beta(t - 1 - 1/2n) + \delta y_{t-1} + u_t$$

donde $t = 1, 2, \dots, n$; y_1 fijo y $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Dickey - Fuller derivan un test de razón de verosimilitudes para contrastar la hipótesis nula:

$$H_0: (\alpha, \beta, \delta) = (\alpha, 0, 1)$$

frente a la hipótesis alternativa

$$H_1: (\alpha, \beta, \delta) \neq (\alpha, \beta, \delta)$$

El estadístico que proponen se expresa por:

$$\Phi_3 = \frac{[SR_0 - SR_1] / K_1 - K_0}{SR_1 / n - K_1}$$

donde

- * SR_0 es la suma residual del modelo estimado bajo la hipótesis nula
- * SR_1 es la suma residual del modelo estimado bajo la hipótesis alternativa
- * K_0 es el número de parámetros incluidos en el modelo bajo la hipótesis nula
- * K_1 es el número de parámetros incluidos en el modelo bajo la hipótesis alternativa
- * n es el tamaño muestral

Este estadístico presenta la particularidad de que, para realizar el contraste y por tanto verificar el rechazo o no rechazo de la hipótesis nula, el valor de Φ_3 se tiene que comparar con los valores de la tabla construida por Dickey y Fuller utilizando métodos de Monte Carlo, para un determinado nivel de significación y el tamaño muestral que estemos considerando.

II TESTS ENMARCADOS EN EL ENFOQUE BAYESIANO

1) MAYORES INTERVALOS DE CONFIANZA A POSTERIORI

En este tipo de contratación se acepta o rechaza la hipótesis nula, que en nuestro caso es:

$$H_0: \beta = 1 \quad \text{en} \quad Z_t = \alpha + \beta Z_{t-1} + u_t$$

para el nivel de significación α si el valor de $\beta=1$ se encuentra o no dentro del intervalo de mayor densidad de probabilidad a posteriori (Higher Probability Density Interval (HPD)) con un contenido de probabilidad preestablecido $1-\alpha$.

Al aplicar este tipo de test a nuestro caso, el modelo será:

$$S_t = \alpha + \beta S_{t-1} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad [A-1]$$

con $u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ y S_0 dado.

La función de verosimilitud es proporcional a:

$$l(\alpha, \beta, \sigma / \underline{S}, S_0) \propto \sigma^{-1} \exp \left(- \sum_{t=1}^T [S_t - \alpha - \beta S_{t-1}]^2 / 2\sigma^2 \right)$$

donde $\underline{S} = (S_1, S_2, S_3, \dots, S_T)$. Si representamos la información a priori difusa sobre los parámetros mediante la expresión:

$$P(\alpha, \beta, \sigma) \propto 1/\sigma$$

a través del teorema de Bayes obtenemos la probabilidad a posteriori conjunta:

$$P(\alpha, \beta, \sigma / \underline{S}, S_0) \propto \sigma^{-(t+1)} \exp \left(- \sum_{t=1}^T [S_t - \alpha - \beta S_{t-1}]^2 / 2\sigma^2 \right)$$

Integrando esta probabilidad a posteriori con respecto a (α, β) , Zellner (1971) demuestra que:

$$(\beta - \hat{\beta}) / S(\hat{\beta})$$

se distribuye como una t de Student con $t-2$ grados de libertad donde β y $S(\beta)$ serán los coeficientes de regresión y el error estándar respectivamente al aplicar mínimos cuadrados a la ecuación:

$$Z_t = \alpha_i + \gamma S_{t-1} + u_t \quad [A-2]$$

donde $Z_t = S_t - S_{t-1}$

$$i' = (1, 1, \dots, 1)$$

$$\gamma = (\beta - 1)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2 I_T)$$

De esta forma, se construiría el intervalo con mayor densidad de probabilidad a posteriori (HPD).

Conviene destacar que:

$$(\beta - \hat{\beta}) / S(\hat{\beta}) \sim t_{(t-2)}$$

se mantiene también como resultado para muestras de tamaño reducido, mientras que, en la teoría muestral, este resultado se cumple únicamente de forma asintótica.

RATIOS DE PROBABILIDADES A POSTERIORI (POSTERIOR ODDS RATIOS (POR))

a) POR utilizando Probabilidades a Priori Difusas

En el modelo [A-2] se quieren comparar las hipótesis:

$$H_0: \quad \gamma = 0 \quad -\infty < \alpha < \infty; \quad 0 < \sigma < \infty$$

$$H_1: \quad -\infty < \gamma < \infty; \quad -\infty < \alpha < \infty; \quad 0 < \sigma < \infty$$

El POR se define para las hipótesis H_0 y H_1 mediante la expresión:

$$K_{01} = \frac{\pi_0}{\pi_1} \cdot \frac{\iint l(\underline{S}/\alpha, \sigma, H_0) P(\alpha, \sigma / H_0) d\alpha d\sigma}{\iiint l(\underline{S}/\alpha, \gamma, \sigma, H_1) P(\alpha, \gamma, \sigma / H_1) d\alpha d\gamma d\sigma} \quad [A-3]$$

donde $l(\underline{S}/\alpha, \gamma, \sigma, H_j)$ representa la función de verosimilitud bajo la hipótesis H_j y los rangos de integración son: $(-\infty, \infty)$ para α y γ y $(0, \infty)$ para σ . π_0/π_1 representa el cociente de probabilidades a priori asignadas a la hipótesis nula y a la hipótesis alternativa. Estas se suelen considerar iguales: $\pi_0 = \pi_1 = 1/2$, de manera que a priori no se favorece ninguna hipótesis.

En este caso, las pdf a priori se considerarán difusas por lo que pueden expresarse por:

$$P(\alpha, \sigma / H_0) \propto 1/\sigma \quad -\infty < \alpha < \infty; 0 < \sigma < \infty$$

$$P(\alpha, \gamma, \sigma / H_1) \propto f(\gamma / \sigma) / \sigma \quad -\infty < \alpha < \infty; 0 < \sigma < \infty$$

donde $f(\gamma / \sigma)$ es una distribución de Cauchy para dado σ , centrada en 0 con la siguiente expresión:

$$f(\gamma / \sigma) = \pi^{-1} \left[\frac{\sum_1^T (S_{t-1} - \bar{S}_{-1})^2}{T\sigma^2} \right]^{1/2} \left[1 + \gamma^2 \frac{\sum_1^T (S_{t-1} - \bar{S}_{-1})}{T\sigma} \right]$$

$$\text{donde } \bar{S}_{-1} = \frac{\sum_1^T S_{t-1}}{T}.$$

El resultado final de la integración exacta del numerador y la integración aproximada del denominador se puede expresar (Zellner y Siow (1980, p. 592)) como:

$$K_{01} = \left[\pi^{1/2} / \Gamma(1) \right] \left[(n-2)/2 \right]^{1/2} (1 - R^2)^{n-3/2}$$

donde $\Gamma(1) = 1$ y R^2 representa el coeficiente de determinación obtenido al estimar por mínimos cuadrados el modelo [A-2].

b) POR utilizando a Priori Natural Conjugada

En este caso la información a priori sobre los parámetros del modelo [A-2], dadas nuestras funciones de verosimilitud normales, serán una función de probabilidad Gamma Invertida (IG) para la desviación estándar y una función de densidad de probabilidad Normal (N) para los parámetros α

y γ . De esta forma, las probabilidades a priori vendrán dadas por las expresiones:

- Para la hipótesis nula

$$H_0: \gamma = 0; \quad -\infty < \alpha < \infty; \quad 0 < \sigma < \infty$$

$$P(\alpha, \sigma / H_0) = P_N(\alpha / \sigma, H_0) \cdot P_{IG}(\sigma / H_0)$$

$$\alpha \sigma^{-1} \exp \left[-h (\alpha - \bar{\alpha}_0)^2 / 2\sigma^2 \right] \\ \cdot \sigma^{-(v_0 + 1)} \cdot \exp(-\bar{v}_0 \bar{s}_0^2 / 2\sigma^2)$$

donde h , \bar{v}_0 y \bar{s}_0 son escalares positivos, $\bar{\alpha}_0$ es la media a priori de α bajo la hipótesis nula y $\sigma^2 h^{-1}$ es la varianza.

Para la hipótesis alternativa

$$H_1: -\infty < \gamma < \infty; \quad -\infty < \alpha < \infty; \quad 0 < \sigma < \infty;$$

$$P(\alpha, \gamma, \sigma / H_1) = P_N(\alpha, \gamma / \sigma, H_1) \cdot P_{IG}(\sigma / H_1)$$

$$\alpha \sigma^{-2} \cdot \exp(-(\theta - \bar{\theta})' A (\theta - \bar{\theta}) / 2\sigma^2) \\ \cdot \sigma^{-(v_1 + 1)} \exp(-v_1 s_1^2 / 2\sigma^2)$$

donde \bar{v}_1 y \bar{s}_1 son escalares positivos, A es una matriz semidefinida positiva, $\theta = (\alpha, \gamma)'$ y $\bar{\theta} = (\bar{\alpha}, \bar{\gamma})'$, $\bar{\theta}$ es el vector de medias a priori para los dos parámetros bajo la hipótesis alternativa y $\sigma^2 A^{-1}$ es su matriz de covarianzas a priori.

El POR tendrá de nuevo la forma [A-3] en el que el numerador será proporcional a:

$$\alpha \iint \sigma^{-(T+v_0+2)} \exp[-(\bar{v}_0 \bar{s}_0^2 + \Sigma (S_t - S_{t-1} - \alpha)^2 + h(\alpha - \bar{\alpha}_0)) / 2\sigma^2] d\alpha d\sigma$$

y el denominador será proporcional a:

$$\alpha \iiint \sigma^{-(T+v_0+3)} \exp[(-\bar{v}_1 \bar{s}_1^2 + \Sigma (S_t - S_{t-1} - \alpha - \gamma S_{t-1})^2 + (\Theta - \bar{\Theta})' A (\Theta - \bar{\Theta})) / 2\sigma^2] d\alpha d\gamma d\sigma$$

donde los rangos de integración de las integrales y de los sumatorios son los mismos que antes.

La expresión final para K_{01} , una vez resueltas las integrales, es (Zellner (1971, p. 309)):

$$K_{01} = \frac{\pi_0}{\pi_1} \cdot \frac{k_0 (h/\tau + i'i)^{1/2} (\bar{v}_0 \bar{s}_0 + (T-1)\sigma_0^2 + Q_0)^{-(\bar{v}_0+T)/2}}{k_1 (|A|/|A + X'X|)^{1/2} (\bar{v}_1 \bar{s}_1^2 + (T-2)\sigma_1^2 + Q_1)^{-(\bar{v}_1+T)/2}} \quad [A-4]$$

donde * $Q_0 = (\alpha_0 - \bar{\alpha}_0) [B^{-1} + (i'i)^{-1}]^{-1}$

* $Q_1 = (\Theta - \bar{\Theta})' [A^{-1} + X'X^{-1}]^{-1} (\Theta - \bar{\Theta})$

* $X'X = [i S_{-1}]' [i S_{-1}]$

* $k_j = [\Gamma((\bar{v}_j+T)/2) (\bar{v}_j \bar{s}_j^2)^{v_j/2} / (\Gamma(\bar{v}_j/2) \pi^{T/2})]_{j=0,1}$

* $\sigma_j^2 =$ estimaciones mínimo cuadráticas de la varianza de los residuos bajo H_j ($j=0,1$)

* $\alpha, \gamma =$ estimaciones mínimo cuadráticas de los coeficientes de regresión bajo H_0 y H_1 respectivamente.

APENDICE B

Modelos Estimados y Funciones de Correlación

APENDICE B: MODELOS ESTIMADOS(*) Y FUNCIONES DE CORRELACIONI- MODELOS ESTIMADOS* TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR

$$1) (1-B)S_t = .0041 + a_t$$

(.0027)

$$RSS = .102775; \quad T = 119; \quad R^2 = .0$$

$$2) S_t = -.0075 - .00023t + 1.002S_{t-1} + a_t$$

(.057) (.00011) (.0120)

$$RSS = .096332; \quad T = 119; \quad R^2 = .991$$

$$3) S_t = .077 + .9845S_{t-1} + a_t$$

(.041) (.0087)

$$RSS = .10093; \quad T = 119; \quad R^2 = .991$$

$$4) (1-B)S_t = .0077 - .0154S_{t-1} + a_t$$

(.0415) (.0087)

$$RSS = .10093; \quad T = 119; \quad R^2 = .018$$

5) ARIMA(1,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0041 + .0523(1-B)S_{t-1} + a_t$$

(.0029) (.0970)

$$RSS = .0897327; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

(*)Errores estándar entre paréntesis

6) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0041 + .0523(1-B)S_{t-1} +$$

$$(.0029) (.0946)$$

$$.2464(1-B)S_{t-2} + a_t$$

$$(.0960)$$

$$RSS = .0841849; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

7) ARIMA(3,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0028 - .0055(1-B)S_{t-1} +$$

$$(.0028) (.0962)$$

$$.2404(1-B)S_{t-2} + .1654(1-B)S_{t-3} + a_t$$

$$(.0947) (.0992)$$

$$RSS = .0809692; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

8) ARIMA(4,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0022 - .0277(1-B)S_{t-1} +$$

$$(.0029) (.0975)$$

$$.2064(1-B)S_{t-2} + .1708(1-B)S_{t-3} + .1510(1-B)S_{t-4} + a_t$$

$$(.0971) (.0987) (.0999)$$

$$RSS = .0791969; \quad T = 108; \quad R^2 = .993$$

9) ARIMA(0,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0041 + a_t + .0375a_{t-1}$$

$$(.0029) (.0962)$$

$$RSS = .0900729; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

10) ARIMA(0,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0040 + a_t + .0085a_{t-1} + .1906a_{t-2}$$

$$(.0033) (.0951) (.0955)$$

$$RSS = .0860898; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

11) ARIMA(0,1,3) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0039 + a_t + .004a_{t-1} + .1743a_{t-2} + \\ (.0034) \quad (.0963) \quad (.0953) \\ .0928a_{t-3} \\ (.0971)$$

$$RSS = .0853052; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

12) ARIMA(0,1,4) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0037 + a_t - .0387a_{t-1} + .1876a_{t-2} \\ (.0034) \quad (.0952) \quad (.0958) \\ + .0224a_{t-3} + .1755a_{t-4} \\ (.0963) \quad (.0953)$$

$$RSS = .0833570; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

13) ARIMA(1,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0006 + .8586(1-B)S_{t-1} + a_t - .9659a_{t-1} \\ (.0005) \quad (.0800) \quad (.0503)$$

$$RSS = .0800838; \quad T = 108; \quad R^2 = .993$$

14) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0002 + .7014(1-B)S_{t-1} + .2399(1-B)S_{t-2} \\ (.0007) \quad (.1311) \quad (.1050) \\ + a_t - .7749a_{t-1} \\ (.1053)$$

$$RSS = .0766073; \quad T = 108; \quad R^2 = .993$$

15) ARIMA(1,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0002 - .9397(1-B)S_{t-1} + a_t - \\ (.0006) \quad (.0596) \\ 1.0202a_{t-1} + .2289a_{t-2} \\ (.1102) \quad (.1002)$$

$$RSS = .0764214; \quad T = 108; \quad R^2 = .993$$

* TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO

$$1) \quad (1-B)S_t = .0056 + a_t \\ \quad \quad \quad (.0020)$$

$$RSS = .0453929; \quad T = 119; \quad R^2 = .991$$

$$2) \quad S_t = .1033 + .0001t + .9750S_{t-1} + a_t \\ \quad \quad \quad (.122) \quad (.5210) \quad (.0310)$$

$$RSS = .047038; \quad T = 119; \quad R^2 = .992$$

$$3) \quad S_t = .0422 - .9904S_{t-1} + a_t \\ \quad \quad \quad (.0326) \quad (.0082)$$

$$RSS = .047038; \quad T = 119; \quad R^2 = .9918$$

$$4) \quad (1-B)S_t = .0422 - .0095S_{t-1} + a_t \\ \quad \quad \quad (.0326) \quad (.0082)$$

$$RSS = .047038; \quad T = 119; \quad R^2 = .0029$$

5) ARIMA(1,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0059 - .0310(1-B)S_{t-1} + a_t \\ \quad \quad \quad (.0021) \quad (.0970)$$

$$RSS = .0452105; \quad T = 108; \quad R^2 = .991$$

6) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0057 - .0354(1-B)S_{t-1} + \\ \quad \quad \quad (.0021) \quad (.0964) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad .0892(1-B)S_{t-2} + a_t \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (.0963)$$

$$RSS = .0440642; \quad T = 108; \quad R^2 = .991$$

7) ARIMA(3,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0056 - .0863(1-B)S_{t-1} + \\ \quad \quad \quad (.0021) \quad (.0929) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad .0781(1-B)S_{t-2} + .1682(1-B)S_{t-3} + a_t \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (.0919) \quad \quad \quad (.0921)$$

$$RSS = .0395571; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

8) ARIMA(4,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0063 - .0820(1-B)S_{t-1} +$$

$$(.0022) (.0980)$$

$$.0813(1-B)S_{t-2} + .1627(1-B)S_{t-3} - .0957(1-B)S_{t-4} + a_t$$

$$(.0933) (.0921) (.0938)$$

$$RSS = .0390585; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

9) ARIMA(0,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .00561 + a_t - .0260a_{t-1}$$

$$(.0019) (.0961)$$

$$RSS = .0453560; \quad T = 108; \quad R^2 = .991$$

10) ARIMA(0,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0056 + a_t - .0674a_{t-1} + .1370a_{t-2}$$

$$(.0021) (.0959) (.0940)$$

$$RSS = .0447183; \quad T = 108; \quad R^2 = .991$$

11) ARIMA(0,1,3) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0054 + a_t - .0081a_{t-1} + .1410a_{t-2} +$$

$$(.0026) (.0940) (.0921)$$

$$.2399a_{t-3}$$

$$(.0892)$$

$$RSS = .0429471; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

12) ARIMA(0,1,4) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0055 + a_t - .0264a_{t-1} + .1093a_{t-2}$$

$$(.0023) (.0960) (.0930)$$

$$+ .2176a_{t-3} - .1135a_{t-4}$$

$$(.0883) (.0908)$$

$$RSS = .0425775; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

13) ARIMA(1,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0021 + .6806(1-B)S_{t-1} + a_t - .6726a_{t-1}$$

$$(.0018) (.2808) (.2909)$$

$$RSS = .0438761; \quad T = 108; \quad R^2 = .991$$

14) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0032 + .3804(1-B)S_{t-1} + .1223(1-B)S_{t-2} \\ (.0019) (.2824) (.0946) \\ + a_t - .4472a_{t-1} \\ (.2830)$$

$$RSS = .0423616; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

15) ARIMA(1,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0023 + .6350(1-B)S_{t-1} + a_t - \\ (.0016) (.2229) \\ .7084a_{t-1} + .1597a_{t-2} \\ (.2303) (.0947)$$

$$RSS = .0430775; \quad T = 108; \quad R^2 = .992$$

* TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO

$$1) \quad (1-B)S_t = .0019 + a_t \\ (.0019)$$

$$RSS = .0412515; \quad T = 108; \quad R^2 = .952$$

$$2) \quad S_t = .0234 + .0001t + .9198S_{t-1} + a_t \\ (.1252) (.0001) (.0431)$$

$$RSS = .041443; \quad T = 119; \quad R^2 = .954$$

$$3) \quad S_t = .0853 - .9710S_{t-1} + a_t \\ (.0569) (.0196)$$

$$RSS = .042076; \quad T = 119; \quad R^2 = .954$$

$$4) \quad (1-B)S_t = .0853 - .0289S_{t-1} + a_t \\ (.0569) (.0196)$$

$$RSS = .042076; \quad T = 119; \quad R^2 = .0099$$

5) ARIMA(1,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0020 + .0265(1-B)S_{t-1} + a_t$$

(.0019) (.0971)

$$RSS = .0410518; \quad T = 108; \quad R^2 = .952$$

6) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0020 + .0165(1-B)S_{t-1} +$$

(.0019) (.0963)

$$.1395(1-B)S_{t-2} + a_t$$

(.0962)

$$RSS = .0398069; \quad T = 108; \quad R^2 = .953$$

7) ARIMA(3,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0025 - .0141(1-B)S_{t-1} +$$

(.0019) (.0952)

$$.1232(1-B)S_{t-2} + .0295(1-B)S_{t-3} + a_t$$

(.0937) (.0949)

$$RSS = .0372226; \quad T = 108; \quad R^2 = .956$$

8) ARIMA(4,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0030 - .0203(1-B)S_{t-1} +$$

(.0019) (.0966)

$$.1478(1-B)S_{t-2} + .0312(1-B)S_{t-3} - .1996(1-B)S_{t-4} + a_t$$

(.0936) (.0932) (.0933)

$$RSS = .0355395; \quad T = 108; \quad R^2 = .957$$

9) ARIMA(0,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0019 + a_t + .0202a_{t-1}$$

(.0019) (.0963)

$$RSS = .0412290; \quad T = 108; \quad R^2 = .952$$

10) ARIMA(0,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0020 + a_t - .0098a_{t-1} + .1881a_{t-2}$$

(.0022) (.0954) (.0943)

$$RSS = .0400869; \quad T = 108; \quad R^2 = .954$$

11) ARIMA(0,1,3) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0019 + a_t + .0332a_{t-1} + .1921a_{t-2} + \\ (.0024) \quad (.0968) \quad (.0941) \\ .0795a_{t-3} \\ (.0926)$$

$$RSS = .0399255; \quad T = 108; \quad R^2 = .954$$

12) ARIMA(0,1,4) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0021 + a_t - .0171a_{t-1} + .1110a_{t-2} \\ (.0019) \quad (.0952) \quad (.0946) \\ + .0556a_{t-3} - .1764a_{t-4} \\ (.0917) \quad (.0907)$$

$$RSS = .0391718; \quad T = 108; \quad R^2 = .955$$

13) ARIMA(1,1,1) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0011 + .5947(1-B)S_{t-1} + a_t - .5724a_{t-1} \\ (.0010) \quad (.2993) \quad (.3110)$$

$$RSS = .0400581; \quad T = 108; \quad R^2 = .953$$

14) ARIMA(2,1,0) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0016 + .3117(1-B)S_{t-1} + .0918(1-B)S_{t-2} \\ (.0013) \quad (.3276) \quad (.0985) \\ + a_t - .3123a_{t-1} \\ (.3260)$$

$$RSS = .0392419; \quad T = 108; \quad R^2 = .954$$

15) ARIMA(1,1,2) + CONSTANTE

$$(1-B)S_t = .0012 + .4948(1-B)S_{t-1} + a_t - \\ (.0013) \quad (.2757) \\ .4796a_{t-1} + .1036a_{t-2} \\ (.2769) \quad (.0969)$$

$$RSS = .0399365; \quad T = 108; \quad R^2 = .953$$

FUNCIONES DE AUTOCORRELACION SIMPLE Y PARCIAL

B-9

* TIPOS DE CAMBIO (en logaritmos y primeras diferencias)

| Pta/\$ | | Pta/DW | | Pta/PP | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| .06385 | .06385 | -.01090 | -.01090 | .04725 | .04725 |
| .17813 | .17477 | .09806 | .09795 | .13230 | .13036 |
| .06624 | .04733 | .17736 | .18115 | .03437 | .02322 |
| .13833 | .10555 | -.08883 | -.09579 | -.16360 | -.18681 |
| .17741 | .15475 | .00328 | -.03747 | .00144 | .00836 |
| .04601 | -.00789 | -.05811 | -.07506 | -.17405 | -.13283 |
| .16949 | .11368 | .08108 | .12275 | .01463 | .04068 |
| .00328 | -.03973 | .01079 | .02703 | -.01217 | -.00284 |
| .08593 | .00909 | .03398 | .03648 | -.03799 | -.03368 |
| .05150 | .01861 | .08925 | .03728 | .09764 | .05368 |
| .18904 | .15143 | -.05310 | -.05379 | -.11463 | -.11008 |
| .07602 | .02013 | -.00618 | -.03481 | -.04609 | -.08361 |
| .20764 | .17209 | -.13338 | -.13819 | -.09406 | -.07431 |
| -.00549 | -.08029 | .01766 | .05164 | -.04225 | .01194 |
| .06656 | -.01374 | .14152 | .19455 | .17154 | .17266 |
| .17977 | .12945 | -.10088 | -.05983 | -.11191 | -.12726 |
| .01788 | -.05662 | .08555 | -.01729 | .12396 | .03655 |
| .08433 | -.03634 | .00762 | -.04661 | -.01197 | -.03091 |
| -.09399 | -.09957 | -.09912 | -.07394 | -.08206 | -.07277 |
| .14060 | .06558 | -.04355 | -.04128 | -.02581 | -.07072 |
| .03939 | .04237 | -.07818 | -.02398 | -.09103 | .01540 |
| .08785 | .03697 | -.03705 | -.01023 | .01469 | -.00392 |
| .10978 | .06239 | -.15293 | -.12234 | -.17195 | -.17715 |
| -.02341 | -.08252 | -.02146 | -.06215 | .02818 | .01246 |

* TIPOS DE CAMBIO (en logaritmos y primeras diferencias)

con intervenciones

| Pta/\$ | | Pta/DW | | Pta/PP | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| .09324 | .06385 | -.09118 | -.09118 | -.04702 | -.04702 |
| .19481 | .17477 | .03225 | .02414 | .07389 | .07184 |
| .06411 | .04733 | .15726 | .16379 | .11886 | .12639 |
| .10601 | .10555 | -.03541 | -.00737 | -.11818 | -.11434 |
| .18319 | .15475 | .00514 | -.01054 | -.00665 | -.03702 |
| .05813 | -.00789 | -.15228 | -.18331 | -.14493 | -.14789 |
| .16477 | .11368 | .13065 | .11517 | .02828 | .04990 |
| -.00155 | -.03973 | .03155 | .07258 | .02141 | .04286 |
| .09502 | .00909 | -.03591 | .01982 | -.09585 | -.07122 |
| .03549 | .01861 | .07719 | .01960 | .08341 | .03031 |
| .16322 | .15143 | -.00760 | -.01702 | -.08583 | -.08106 |
| .10160 | .02013 | .01168 | -.01095 | -.03609 | -.04398 |
| .13710 | .17209 | -.10387 | -.08600 | -.05392 | -.06893 |
| .03287 | -.08029 | -.07302 | -.09013 | -.03137 | .00522 |
| .03842 | -.01374 | .11132 | .10376 | .13175 | .12330 |
| .17092 | .12945 | -.05664 | .02234 | -.06306 | -.03172 |
| .00970 | -.05662 | .11472 | .12655 | .13768 | .08630 |
| .07204 | -.03634 | -.00703 | -.04359 | -.05273 | -.10584 |
| -.06815 | -.09957 | -.04210 | -.09131 | -.02622 | -.01430 |
| .13731 | .06558 | -.04207 | -.10976 | -.02307 | -.06128 |
| .05603 | .04237 | -.01289 | .06064 | -.02723 | .05876 |
| .07754 | .03697 | -.13879 | -.13787 | -.05534 | -.08184 |
| .10948 | .06239 | -.04976 | -.00738 | -.09920 | -.08925 |
| -.01225 | -.08252 | .00030 | -.02927 | .03874 | .01712 |

FUNCIÓNES DE AUTOCORRELACION SIMPLE Y PARCIAL

* DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES NOMINALES

| ESP-USA | | ESP-GER | | ESP-FRA | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| .90403 | .90403 | .90390 | .90390 | .87250 | .87250 |
| .78296 | -.18778 | .80124 | -.08631 | .72406 | -.15576 |
| .66821 | .01571 | .70945 | .00397 | .53590 | .00714 |
| .56801 | .00271 | .63104 | .01583 | .48419 | -.02409 |
| .47995 | -.01303 | .53148 | -.16728 | .33794 | -.22874 |
| .40526 | .00494 | .45589 | .08692 | .23163 | .10604 |
| .33644 | -.03216 | .37643 | -.09561 | .14891 | -.03747 |
| .27620 | -.00262 | .28377 | -.13319 | .09083 | .02223 |
| .22231 | -.01655 | .19752 | .00567 | .06150 | .10157 |
| .17425 | -.01405 | .13347 | .00641 | .05505 | -.00957 |
| .12860 | -.02931 | .05996 | -.10933 | .01913 | -.14522 |
| .09072 | .00494 | -.00330 | .02464 | -.04523 | -.14167 |
| .02542 | -.19921 | -.07025 | -.11824 | -.12797 | -.16648 |
| -.03785 | .00102 | -.13678 | -.07887 | -.19691 | -.02075 |
| -.08378 | .03007 | -.17361 | .15255 | -.24353 | .06708 |
| -.11846 | -.02411 | -.20055 | -.08209 | -.27817 | -.00967 |
| -.14187 | .00663 | -.22713 | -.02650 | -.29206 | .06330 |
| -.16579 | -.06359 | -.26625 | -.08445 | -.29442 | -.05980 |
| -.20145 | -.09746 | -.30513 | -.12431 | -.29906 | -.14309 |
| -.22747 | .02722 | -.33202 | .05200 | -.30404 | -.08897 |
| -.24304 | -.00443 | -.35847 | -.07663 | -.32566 | -.19263 |
| -.24420 | .02822 | -.36104 | .04001 | -.34243 | .01286 |
| -.25056 | -.07431 | -.35856 | -.00586 | -.36597 | -.00901 |
| -.26106 | -.06020 | -.38088 | -.21214 | -.39894 | -.08096 |

* DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES

| ESP-USA | | ESP-GER | | ESP-FRA | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| .90398 | .90398 | .90285 | .90285 | .87378 | .87378 |
| .78230 | -.19083 | .79887 | -.08805 | .72596 | -.15868 |
| .66718 | -.01391 | .70667 | .00765 | .59826 | .00834 |
| .56718 | .00504 | .62866 | .01867 | .48821 | -.01838 |
| .47938 | -.01379 | .53007 | -.16290 | .34117 | -.24094 |
| .40505 | .00588 | .45515 | .08523 | .23441 | .11448 |
| .33642 | -.03310 | .37591 | -.09752 | .15160 | -.03897 |
| .27657 | -.00080 | .28404 | -.12803 | .09278 | .01715 |
| .22335 | -.01501 | .19888 | .00617 | .06320 | .11338 |
| .17528 | -.01778 | .13547 | .00410 | .05471 | -.02681 |
| .12976 | -.02706 | .06246 | -.10814 | .01630 | -.14765 |
| .09247 | .00745 | -.00003 | .02475 | -.05005 | -.13870 |
| .02790 | -.19890 | -.06567 | -.11289 | -.13570 | -.18227 |
| -.03471 | .00262 | -.13127 | -.07789 | -.20833 | -.01991 |
| -.08007 | .03018 | -.16736 | .14810 | -.25979 | .05916 |
| -.11449 | -.02622 | -.19328 | -.07812 | -.29678 | -.00765 |
| -.13732 | .01028 | -.21809 | -.01947 | -.31273 | .06728 |
| -.16109 | -.06626 | -.25801 | -.09779 | -.31584 | -.06225 |
| -.19842 | -.10608 | -.30008 | -.13215 | -.32038 | -.14881 |
| -.22643 | .02817 | -.33021 | .04705 | -.32251 | -.07974 |
| -.24250 | .00105 | -.35838 | -.07560 | -.33645 | -.17742 |
| -.24361 | .02926 | -.36222 | .04661 | -.34752 | .00568 |
| -.24983 | -.07460 | -.36030 | -.00511 | -.36741 | -.00536 |
| -.26042 | -.06266 | -.38286 | -.20930 | -.39936 | -.10170 |

* DIFERENCIAL DE OPERTAS MONETARIAS (en primeras diferencias)

| ESP-USA | | ESP-GER | | BSP-PRA | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| -.25653 | -.25653 | -.36943 | -.36943 | -.18084 | -.18084 |
| -.05933 | -.13396 | .03135 | -.12175 | -.06314 | -.09909 |
| .16173 | .12002 | .12243 | .10631 | .24558 | .22459 |
| -.16344 | -.10405 | -.15480 | -.07601 | -.08175 | -.00135 |
| .00345 | -.04808 | .07408 | -.00842 | -.14026 | -.14002 |
| .11208 | .07022 | .05493 | .07349 | .00099 | -.11869 |
| .04421 | .13646 | .03336 | .12856 | -.08867 | -.11023 |
| -.16207 | -.13271 | -.13930 | -.12248 | -.12944 | -.11840 |
| .17286 | .09478 | .08901 | -.01984 | .18984 | .17546 |
| -.19233 | -.16358 | .06112 | .11365 | -.07880 | -.00123 |
| -.19268 | -.23819 | -.18294 | -.10724 | -.06341 | -.05259 |
| .53663 | .43155 | .41638 | .32634 | .46275 | .38185 |
| -.26772 | -.06387 | -.25676 | -.01670 | -.08283 | .06838 |
| -.13337 | -.24334 | .04713 | .01846 | -.10180 | -.07732 |
| .14969 | -.02446 | .09877 | .03179 | .15021 | -.07700 |
| -.18691 | -.05356 | -.15977 | -.06629 | -.10041 | -.09851 |
| .02740 | .07446 | .10253 | -.00039 | .02583 | .20647 |
| .08418 | -.03073 | -.02472 | -.03451 | -.16432 | -.16930 |
| .02991 | -.00922 | .05836 | .05862 | -.00794 | .00420 |
| -.10193 | .02792 | -.10346 | -.02331 | -.03797 | .01082 |
| .13391 | -.02461 | .01846 | -.07265 | .11024 | .06859 |
| -.18001 | -.04382 | .14344 | .11765 | -.07026 | -.00286 |
| -.12448 | -.04035 | -.16694 | .01036 | .04083 | .03124 |
| .48540 | .18659 | .27144 | .08733 | .24150 | .02249 |

* DIFERENCIAL DE OPERTAS RENTAS (en diferencias de orden 12)

| ESP-USA | | ESP-GER | | BSP-PRA | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACF | ACP | PACF | ACP | PACF |
| -.48949 | -.48949 | -.59846 | -.59846 | -.64785 | -.64785 |
| .04198 | -.25990 | .10698 | -.39132 | .24630 | -.29882 |
| -.12673 | -.32165 | -.06402 | -.38473 | -.17382 | -.30307 |
| .11195 | -.18092 | .15846 | -.12653 | .19834 | -.04916 |
| -.08582 | -.22643 | -.20506 | -.25045 | -.17383 | -.06880 |
| .10534 | -.10235 | .21804 | -.01628 | .11547 | -.02881 |
| -.09297 | -.14605 | -.21154 | -.14747 | -.20569 | -.29407 |
| .10964 | -.01396 | .14691 | -.10124 | .20676 | -.24469 |
| -.11400 | -.07722 | -.03615 | .01012 | -.11590 | -.18953 |
| .02455 | -.12023 | .06489 | .15017 | .15744 | .06867 |
| -.42537 | -.86462 | -.50112 | -.77577 | -.49169 | -.73314 |
| .89080 | .25749 | .85988 | .22754 | .79730 | .10946 |
| -.44438 | .18970 | -.54249 | .20499 | -.58262 | .05116 |
| .04633 | .07666 | .12640 | .14245 | .28931 | -.01499 |
| -.11763 | .14339 | -.07662 | .13902 | -.20184 | .02257 |
| .08981 | -.00024 | .14326 | .00710 | .17484 | -.04798 |
| -.06154 | .03749 | -.18715 | -.03894 | -.13269 | -.04503 |
| .09387 | -.00285 | .22055 | -.01232 | .11729 | .01536 |
| -.09403 | -.03135 | -.21123 | .03478 | -.22099 | .01751 |
| .09896 | -.08473 | .12758 | -.00649 | .19869 | -.05080 |
| -.10151 | -.13103 | -.02605 | -.11542 | -.10913 | -.20372 |
| .02035 | -.06619 | .04788 | -.10175 | .13319 | -.16383 |
| -.36109 | .02950 | -.41841 | -.07414 | -.36570 | -.08814 |
| .76475 | -.14082 | .72661 | -.12584 | .62236 | -.07330 |

FUNCIONES DE AUTOCORRELACION SIMPLE Y PARCIAL

B-12

* DIFERENCIAL DE PRECIOS (en primeras diferencias)

| ESP-USA | | ESP-GER | | ESP-FRA | |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| ACP | PACP | ACP | PACP | ACP | PACP |
| .12644 | .12644 | .05035 | .05035 | .00052 | .00052 |
| .10936 | .09488 | -.02214 | -.02474 | -.05869 | -.05869 |
| .04360 | .01958 | -.08710 | -.08498 | -.08916 | -.08941 |
| -.00882 | -.02702 | -.00710 | .00105 | -.06572 | -.07034 |
| -.06831 | -.07240 | -.01424 | -.01778 | -.03804 | -.05042 |
| .06896 | .09013 | .09863 | .09368 | .12090 | .10549 |
| -.03416 | -.03797 | -.07099 | -.08339 | -.06810 | -.08589 |
| .03327 | .03152 | .03593 | .04685 | -.08400 | -.08611 |
| .14467 | .14179 | .08134 | .09131 | -.02454 | -.02174 |
| -.01362 | -.05739 | -.10365 | -.12886 | -.16508 | -.18383 |
| .07155 | .06336 | -.06465 | -.03861 | .00883 | -.01387 |
| .39239 | .38939 | .33346 | .35800 | .19104 | .14402 |
| .09701 | .01363 | .00241 | -.06161 | .15066 | .13967 |
| -.04806 | -.16527 | -.05332 | -.09444 | -.08675 | -.08339 |
| .09766 | .10449 | -.01584 | .07345 | -.07344 | -.06841 |
| -.10567 | -.08119 | -.09349 | -.07427 | -.21108 | -.17595 |
| -.05648 | -.04467 | -.00824 | -.03952 | .14153 | .13259 |
| .03843 | .03358 | .11733 | .08273 | .06699 | -.00395 |
| -.07816 | -.07759 | .00358 | .06952 | .03451 | .00552 |
| .01262 | -.00100 | -.03123 | -.09437 | -.05159 | -.02322 |
| -.03314 | -.18067 | -.08197 | -.18426 | -.06392 | -.05379 |
| -.09760 | -.05437 | -.21913 | -.09780 | -.10296 | -.03464 |
| -.00920 | .05513 | -.04505 | .03072 | .07887 | .06472 |
| .22190 | .04267 | .23559 | .08737 | .17687 | .12940 |

* Pta/\$ Y DTINSU

| | | |
|--|----------|--------|
| TIME PERIOD ANALYZED | 2 TO 120 | |
| NAMES OF THE SERIES | PLDOLAR | RM1 |
| EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS | 119 | 119 |
| STANDARD DEVIATION OF THE SERIES | .4343 | 1.5790 |
| MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES | .1723 | .1704 |
| STANDARD DEVIATION OF THE MEAN | .0398 | .1447 |
| T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) | 4.3288 | 1.1770 |

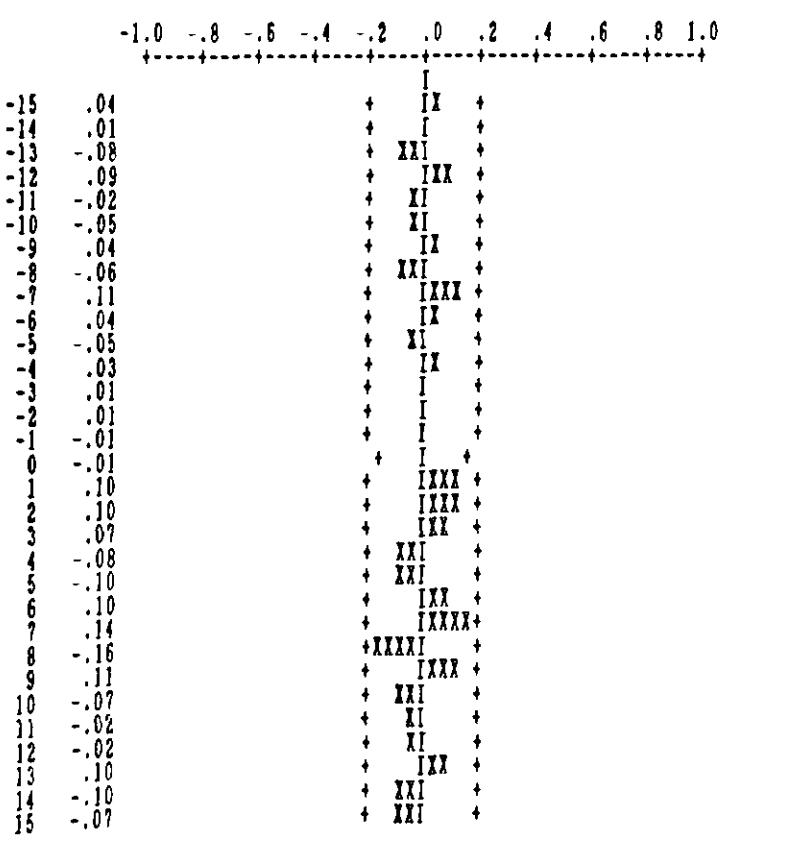
CORRELATION BETWEEN RM1 AND PLDOLAR IS -.01

CROSS CORRELATION BETWEEN PLDOLAR(T) AND RM1(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|-----|------|------|------|------|-----|-----|------|-----|------|------|------|
| 1- 12 | .10 | .10 | .07 | -.08 | -.10 | .10 | .14 | -.16 | .11 | -.07 | -.02 | -.02 |
| ST.E. | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .10 | -.10 | -.07 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM1(T) AND PLDOLAR(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|-----|-----|------|-----|-----|------|-----|------|------|-----|
| 1- 12 | -.10 | .01 | .01 | .03 | -.05 | .04 | .11 | -.06 | .04 | -.05 | -.02 | .09 |
| ST.E. | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | -.08 | .01 | .04 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |



* Pca/\$ Y DTIRSU

TIME PERIOD ANALYZED 2 TO 108
 NAMES OF THE SERIES F2LDOL RM2
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 107 107
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES4587 1.6511
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES1721 .1885
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0443 .1596
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 3.8808 1.1807

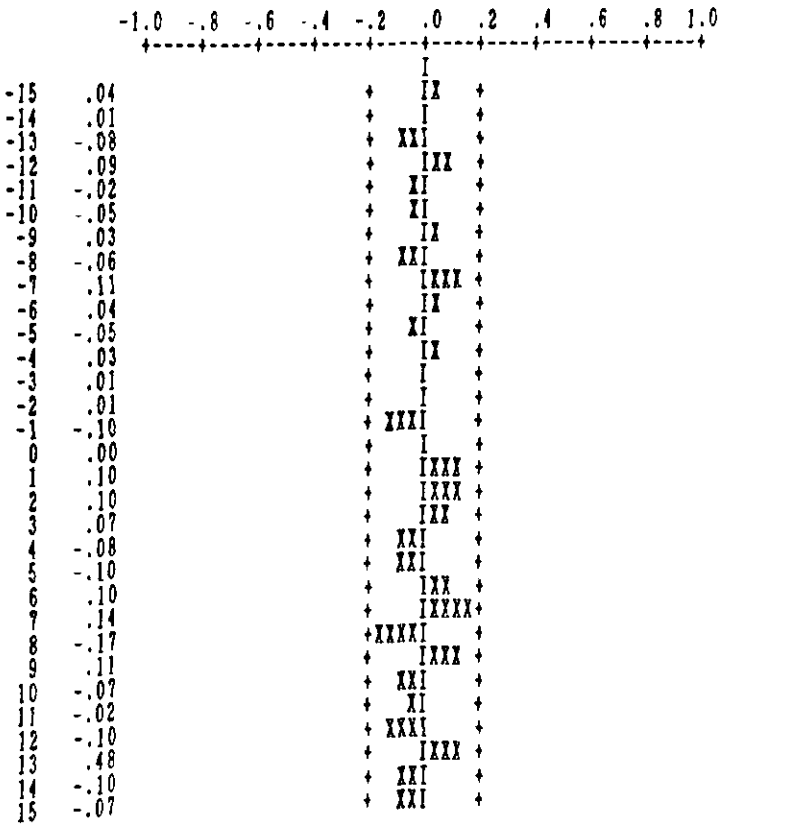
CORRELATION BETWEEN RM2 AND F2LDOL IS .00

CROSS CORRELATION BETWEEN F2LDOL(T) AND RM2(T-L)

1- 12 .10 .10 .07 -.08 -.10 .10 .14 -.17 .11 -.07 -.02 -.10
 ST.E. .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 .10 -.10 -.07
 ST.E. .10 .10 .10

CROSS CORRELATION BETWEEN RM2(T) AND F2LDOL(T-L)

1- 12 -.10 .01 .01 .03 -.05 .04 .11 -.06 .03 -.05 -.02 .09
 ST.E. .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 -.08 .01 .04
 ST.E. .10 .10 .10



TIME PERIOD ANALYZED 16 TO 117
 NAMES OF THE SERIES F3LDOL RM3
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 102
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0314 .0050
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0002 .0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0031 .0005
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO)0803 .0001

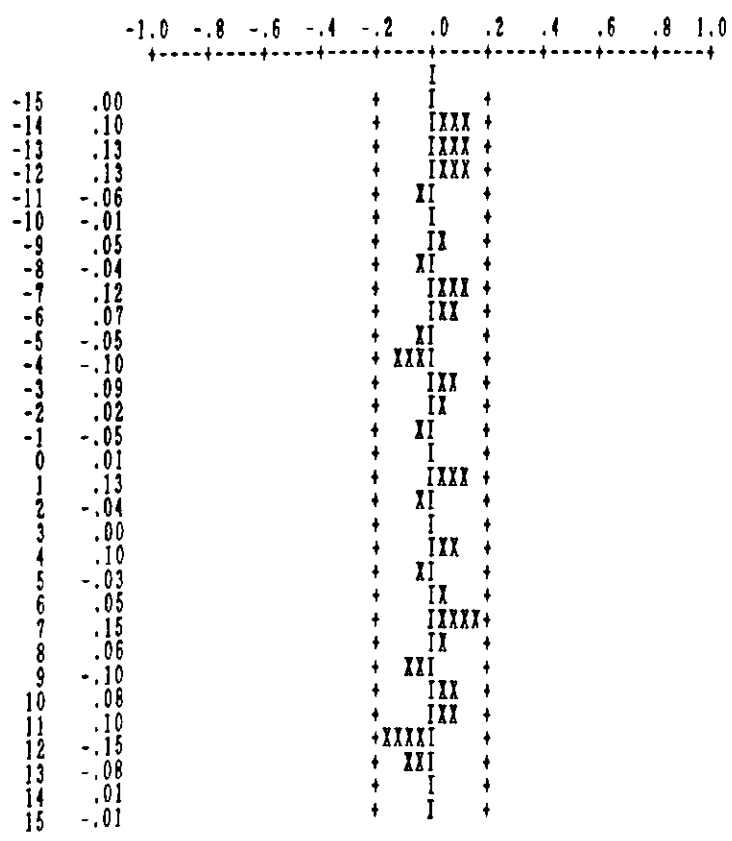
CORRELATION BETWEEN RM3 AND F3LDOL IS .01

CROSS CORRELATION BETWEEN F3LDOL(T) AND RM3(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|-----|------|-----|-----|-----|------|-----|-----|------|
| 1- 12 | .13 | -.04 | -.00 | .10 | -.03 | .05 | .15 | .06 | -.10 | .08 | .10 | -.15 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | -.08 | .01 | -.01 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM3(T) AND F3LDOL(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|-----|------|------|-----|-----|------|-----|------|------|-----|
| 1- 12 | -.05 | .02 | .09 | -.10 | -.05 | .07 | .12 | -.04 | .05 | -.01 | -.06 | .13 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | .13 | .10 | .00 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |



* Pla/\$ Y DM2US

TIME PERIOD ANALYZED 26 TO 118
 NAMES OF THE SERIES F4DLDOL RM4
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 93
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0353 .0070
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0023 .0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0037 .0007
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.6421 -.0002

CORRELATION BETWEEN RM4 AND F4DLDOL IS .06

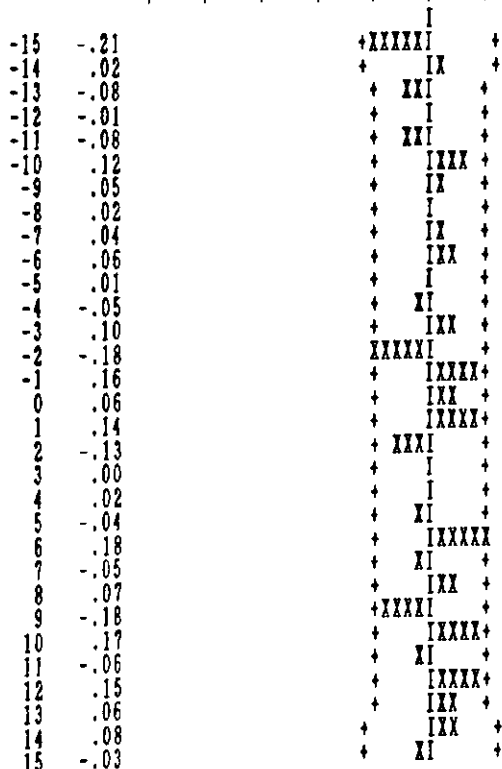
CROSS CORRELATION BETWEEN F4DLDOL(T) AND RM4(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|-----|------|------|-----|------|-----|------|-----|------|-----|------|-----|
| 1- 12 | .14 | -.13 | .00 | .02 | -.04 | .18 | -.05 | .07 | -.18 | .17 | -.06 | .15 |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 |
| 13- 15 | .06 | .08 | -.03 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM4(T) AND F4DLDOL(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|
| 1- 12 | .16 | -.18 | .10 | -.05 | .01 | .06 | .04 | .02 | .05 | .12 | -.08 | -.01 |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 | .11 |
| 13- 15 | -.08 | .02 | -.21 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |

-1.0 - .8 - .6 - .4 - .2 .0 .2 .4 .6 .8 1.0
 +-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+



TIME PERIOD ANALYZED 16 TO 117
 NAMES OF THE SERIES P5LDOL RM5
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 102 102
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0396 .0289
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0095 -.0012
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0039 .0029
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 2.4222 -.4176

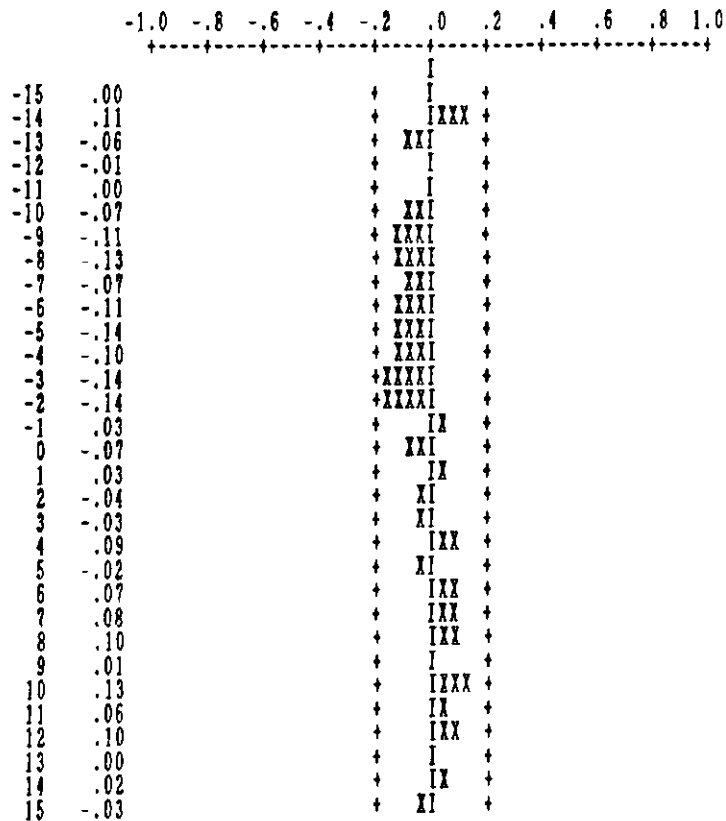
CORRELATION BETWEEN RM5 AND P5LDOL IS -.07

CROSS CORRELATION BETWEEN P5LDOL(T) AND RM5(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|-----|------|------|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1- 12 | .03 | -.04 | -.03 | .09 | -.02 | .07 | .08 | .10 | .01 | .13 | .06 | .10 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | .00 | .02 | -.03 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM5(T) AND P5LDOL(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1- 12 | .03 | -.14 | -.14 | -.10 | -.14 | -.11 | -.07 | -.13 | -.11 | -.07 | -.00 | -.01 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | -.06 | .11 | -.00 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |



TIME PERIOD ANALYZED 14 TO 117
 NAMES OF THE SERIES FILMAR RM1
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 104 104
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0211 .0047
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0001 .0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0021 .0005
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.0244 .0000

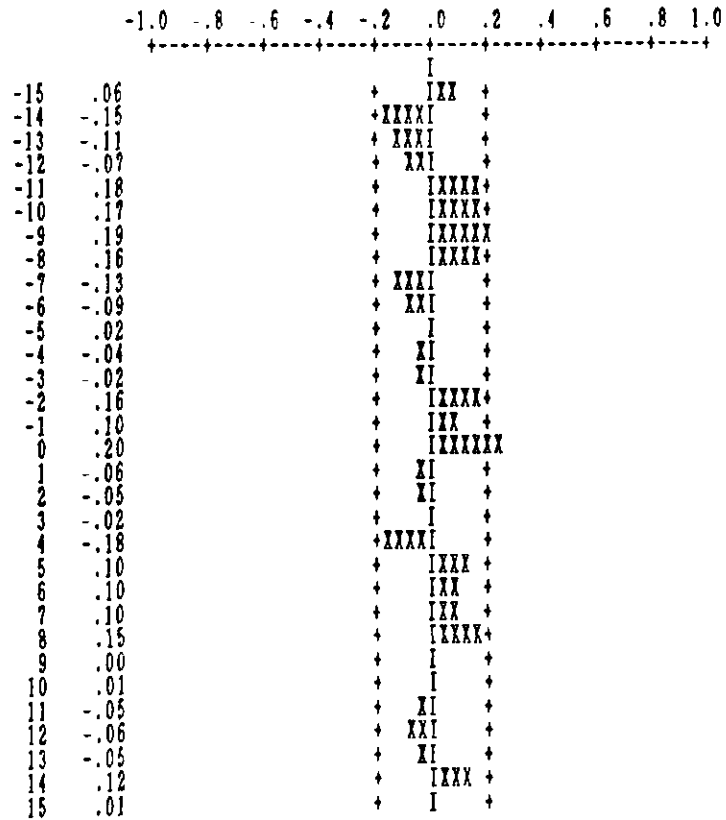
CORRELATION BETWEEN RM1 AND FILMAR IS .20

CROSS CORRELATION BETWEEN FILMAR(T) AND RM1(T-L)

1- 12 -.06 -.05 -.02 -.18 .10 .10 .10 .15 .00 .01 -.05 -.06
 ST.E. .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 -.05 .12 .01
 ST.E. .10 .11 .11

CROSS CORRELATION BETWEEN RM1(T) AND FILMAR(T-L)

1- 12 .10 .16 -.02 -.04 .02 -.09 -.13 .16 .19 .17 .18 -.07
 ST.E. .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 -.11 -.15 .06
 ST.E. .10 .11 .11



TIME PERIOD ANALYZED 14 TO 118
 NAMES OF THE SERIES P2LMAR RM2
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 105 105
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0266 .0148
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0030 .0016
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0026 .0014
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 1.1490 1.1256

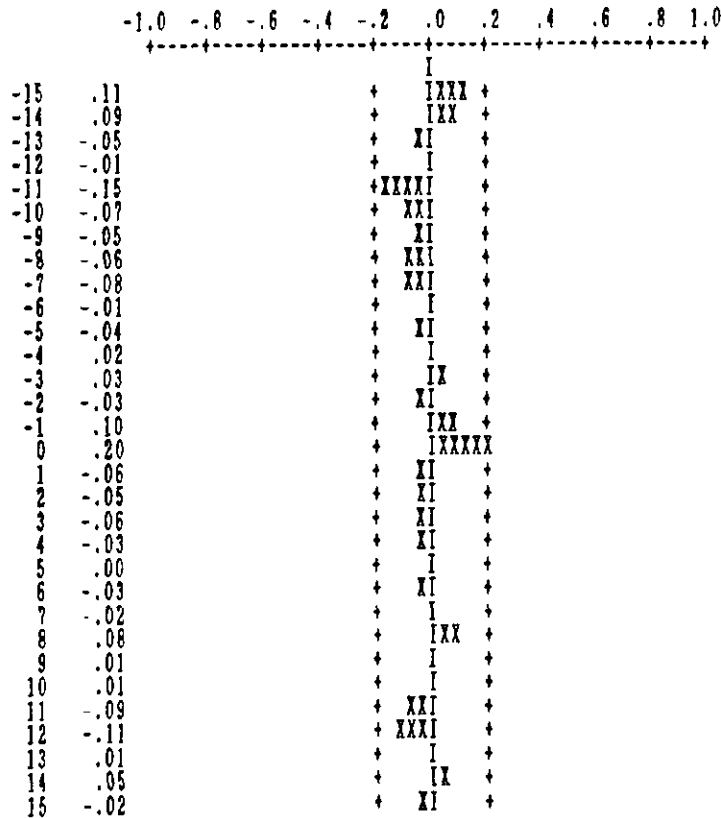
CORRELATION BETWEEN RM2 AND P2LMAR IS .20

CROSS CORRELATION BETWEEN P2LMAR(T) AND RM2(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|-----|-----|-----|------|------|
| 1- 12 | -.06 | -.05 | -.06 | -.03 | -.00 | -.03 | -.02 | .08 | .01 | .01 | -.09 | -.11 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .01 | .05 | -.02 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM2(T) AND P2LMAR(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|-----|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1- 12 | .10 | -.03 | .03 | .02 | -.04 | -.01 | -.08 | -.06 | -.05 | -.07 | -.15 | -.01 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | -.05 | .09 | .11 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | | | | | | | | | |



TIME PERIOD ANALYZED 16 TO 117
 NAMES OF THE SERIES F3LMAR RM3
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 102 102
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0445 .0413
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0317 .0035
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0044 .0041
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 7.2110 .8572

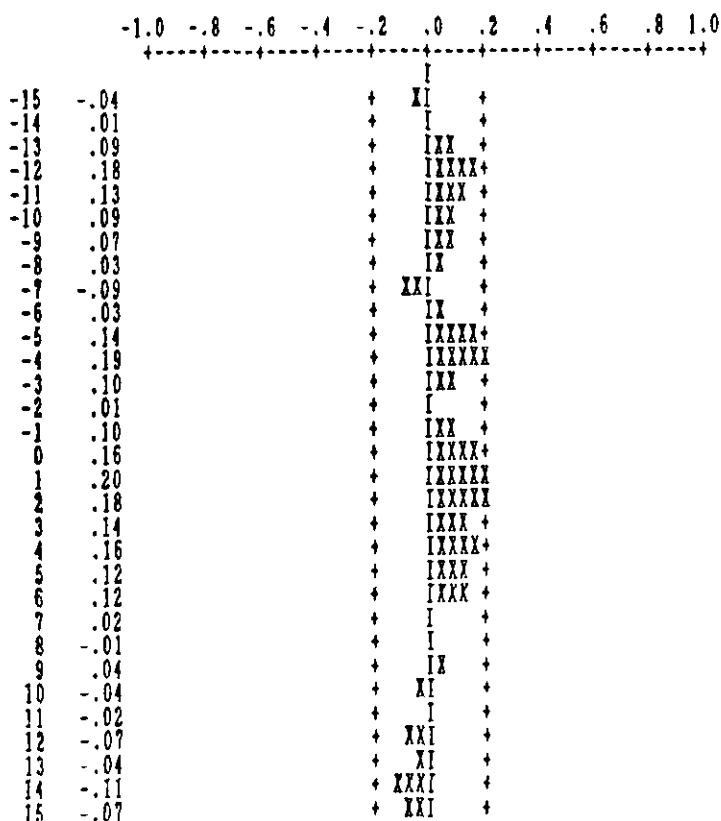
CORRELATION BETWEEN RM3 AND F3LMAR IS .16

CROSS CORRELATION BETWEEN F3LMAR(T) AND RM3(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|------|-----|------|------|------|
| 1- 12 | .20 | .18 | .14 | .16 | .12 | .12 | .02 | -.01 | .04 | -.04 | -.02 | -.07 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | -.04 | -.11 | -.07 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM3(T) AND F3LMAR(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|-----|-----|------|-----|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1- 12 | .10 | .01 | .10 | .19 | .14 | .03 | -.09 | .03 | .07 | .09 | .13 | .18 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .11 |
| 13- 15 | .09 | .01 | -.04 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .11 | .11 | .11 | | | | | | | | | |



* Pta/PP Y DTINFR

TIME PERIOD ANALYZED 2 TO 108
 NAMES OF THE SERIES FLTCPF RM5
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 107 107
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES5236 1.5349
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES1063 .1359
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0506 .1484
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 2.0991 .9150

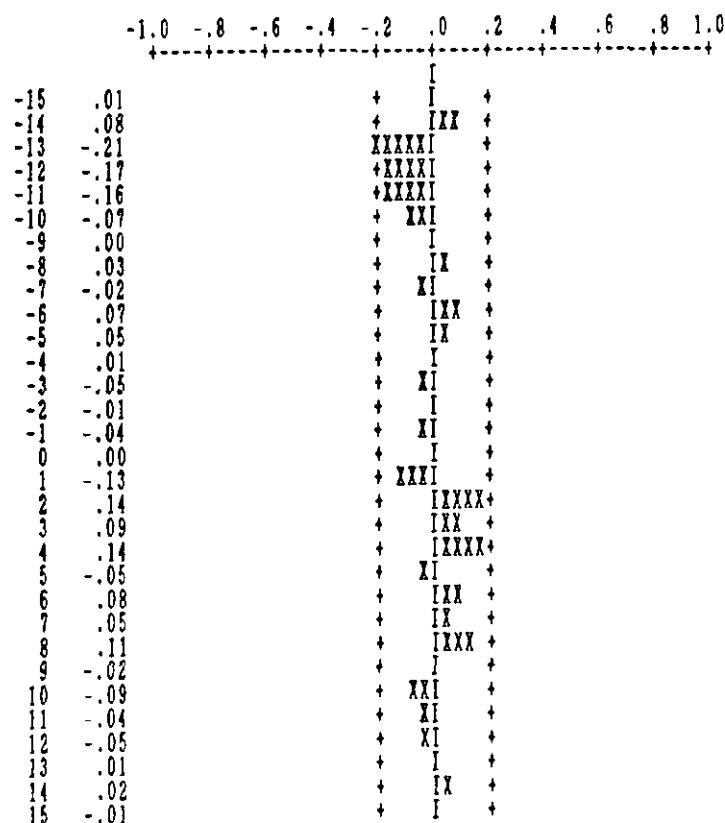
CORRELATION BETWEEN RM5 AND FLTCPF IS .00

CROSS CORRELATION BETWEEN FLTCPF(T) AND RM5(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|------|-----|------|-----|-----|-----|------|------|------|------|
| 1- 12 | -.13 | .14 | .09 | .14 | -.05 | .08 | .05 | .11 | -.02 | -.09 | -.04 | -.05 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .01 | .02 | -.01 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM5(T) AND FLTCPF(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|-----|-----|-----|------|-----|-----|------|------|------|
| 1- 12 | -.04 | -.01 | -.05 | .01 | .05 | .07 | -.02 | .03 | .00 | -.07 | -.16 | -.17 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | -.21 | .08 | .01 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |



TIME PERIOD ANALYZED 2 TO 117
 NAMES OF THE SERIES FILPRA RM1
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 116 116
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES3225 1.5265
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES1599 .1771
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0299 .1417
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 5.3411 1.2497

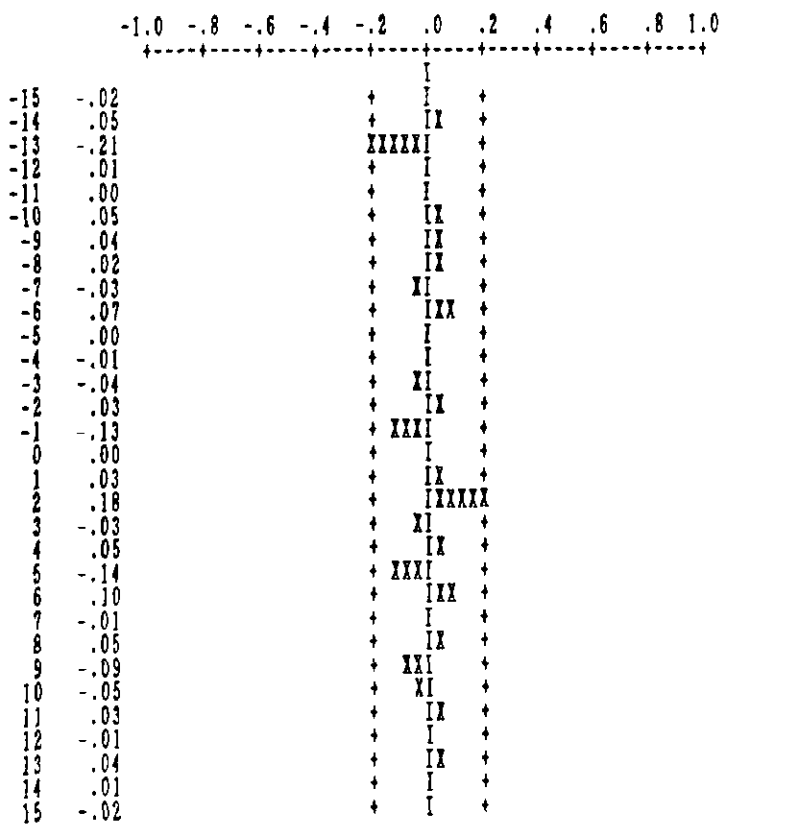
CORRELATION BETWEEN RM1 AND FILPRA IS .00

CROSS CORRELATION BETWEEN FILPRA(T) AND RM1(T-L)

1- 12 .03 .18 -.03 .05 -.14 .10 -.01 .05 -.09 -.05 .03 -.01
 ST.E. .09 .09 .09 .09 .09 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 .04 .01 -.02
 ST.E. .10 .10 .10

CROSS CORRELATION BETWEEN RM1(T) AND FILPRA(T-L)

1- 12 -.13 .03 -.04 -.01 -.00 .07 -.03 .02 .04 .05 -.00 .01
 ST.E. .09 .09 .09 .09 .09 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10 .10
 13- 15 -.21 .05 -.02
 ST.E. .10 .10 .10



TIME PERIOD ANALYZED 2 TO 117
 NAMES OF THE SERIES FILFRA RM1
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 116 116
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0192 .0051
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0007 .0000
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0018 .0005
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.4172 .0000

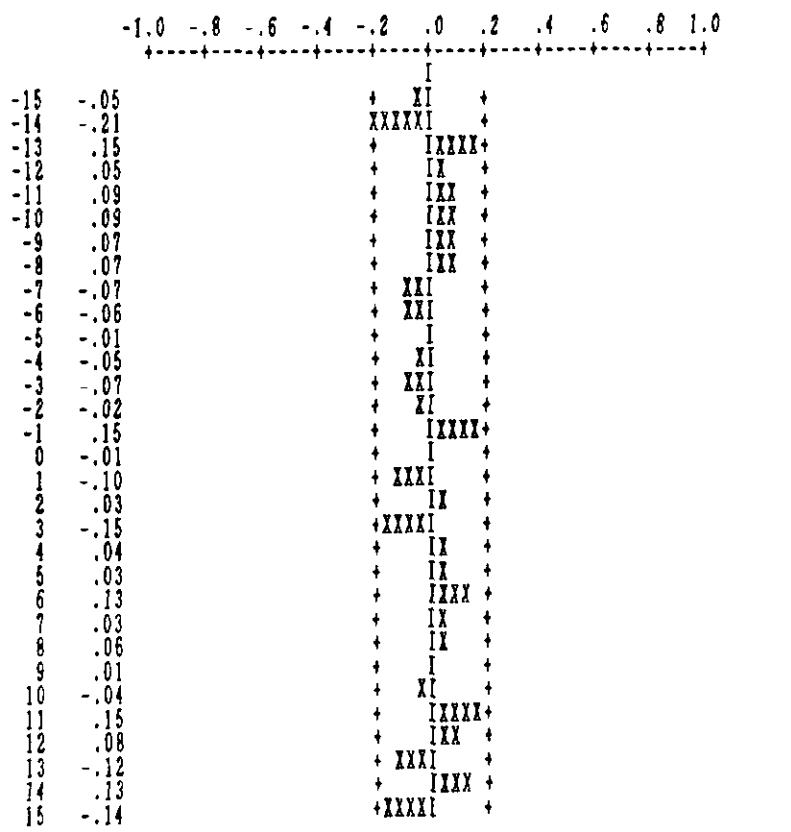
CORRELATION BETWEEN RM1 AND FILFRA IS -.01

CROSS CORRELATION BETWEEN FILFRA(T) AND RM1(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|-----|-----|
| 1- 12 | -.24 | .03 | -.15 | .04 | .03 | .13 | .03 | .06 | .01 | -.04 | .15 | .08 |
| ST.E. | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | -.12 | .13 | -.14 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM1(T) AND FILFRA(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|-----|------|------|------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1- 12 | .15 | -.02 | -.07 | -.05 | -.01 | -.06 | -.07 | .07 | .07 | .09 | .09 | .05 |
| ST.E. | .09 | .09 | .09 | .09 | .09 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .15 | -.21 | -.05 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | | | | | | | | | |



TIME PERIOD ANALYZED 14 TO 118
 NAMES OF THE SERIES FILFRA RM1
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 105 105
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0235 .0094
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0005 .0005
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0023 .0009
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO)2333 .5341

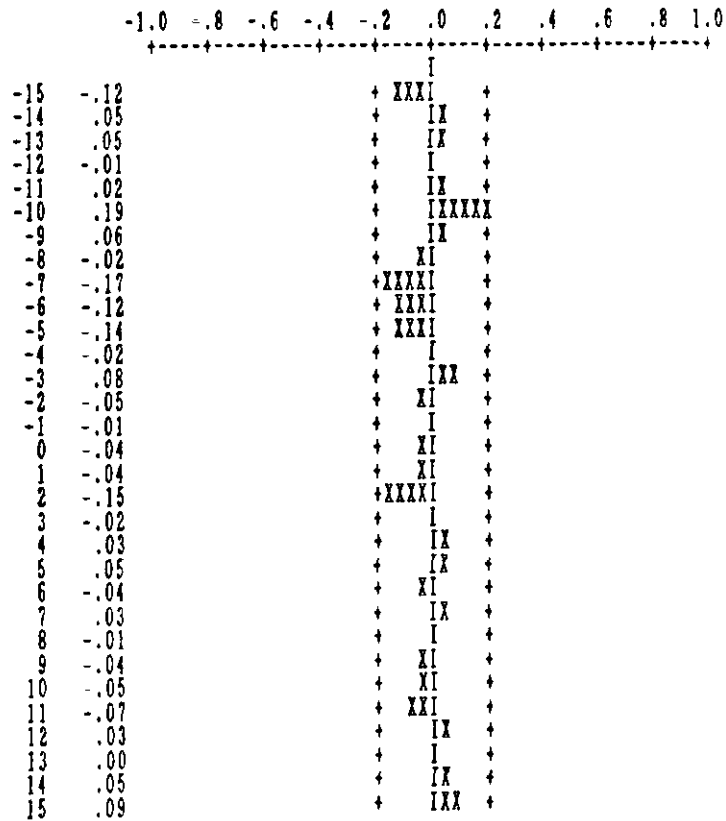
CORRELATION BETWEEN RM1 AND FILFRA IS -.04

CROSS CORRELATION BETWEEN FILFRA(T) AND RM1(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|-----|-----|------|-----|------|------|------|------|-----|
| 1- 12 | -.04 | -.15 | -.02 | .03 | .05 | -.04 | .03 | -.01 | -.04 | -.05 | -.07 | .03 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .00 | .05 | .09 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN RM1(T) AND FILFRA(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|-----|-----|-----|------|
| 1- 12 | -.01 | -.05 | .08 | -.02 | -.14 | -.12 | -.17 | -.02 | .06 | .19 | .02 | -.01 |
| ST.E. | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 | .10 |
| 13- 15 | .05 | .05 | -.12 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .10 | .10 | .11 | | | | | | | | | |



APENDICE C

***Cointegración, Modelos de Corrección
de Error y Tipos de Cambio***

APENDICE C: COINTEGRACION, MODELOS DE CORRECCION DE ERROR Y
TIPOS DE CAMBIO

El desarrollo reciente de la teoría de la cointegración así como la popularidad alcanzada por ésta en los últimos años nos llevaron a realizar el análisis de los tipos de cambio considerados en este trabajo bajo este enfoque.

Creemos, sin embargo, que esta metodología presenta ciertas lagunas. Siguiendo a García Ferrer (1989) podemos destacar, por un lado, desde el punto de vista teórico, la utilización de esta teoría, ligándola a cuestiones importantes acerca del comportamiento de los agentes (como la hipótesis de eficiencia en los mercados de cambio), ha sido puesta en duda por numerosos autores que como Sims (1988) y Christiano (1989) insisten en señalar que las implicaciones teóricas de la presencia de raíces unitarias serán válidas si se cumplen determinadas hipótesis ideales. Por otro lado y desde el punto de vista empírico, los tests de cointegración no son demasiado potentes y presentan un nivel de discriminación muy reducido a la hora de elegir entre distintas hipótesis; además no se han desarrollado aún los tests de cointegración que permitan aplicar esta metodo-

logía a datos mensuales con estacionariedad de orden 12 o a datos de periodicidad inferior (semanal o diaria).

Por todo lo expuesto anteriormente, los resultados presentados en este apéndice deben tomarse con precaución. Pasaremos ahora a exponer la fundamentación teórica de la metodología de la cointegración.

La teoría económica postula continuamente relaciones de equilibrio entendiendo por éste un punto estacionario al que converge la economía, empujada por determinadas fuerzas, una vez que se ha alejado de él. Si x_t es un vector de variables económicas, se dice que estará en equilibrio cuando se cumpla:

$$\alpha' x_t = 0 \quad (C-1)$$

Pero no siempre se conseguirá el equilibrio por lo que en determinadas situaciones se cumplirá:

$$\alpha' x_t = z_t \quad (C-2)$$

donde z_t representa el error de equilibrio, siendo por tanto deseable que este valor sea reducido. Granger y Engle (1987) demostraron que, sobre la base de estas ideas, una clase de modelos, conocidos como modelos de corrección del error, permiten que los componentes a largo plazo de las variables satisfagan las relaciones o restricciones de equilibrio mientras que los componentes a corto plazo de dichas variables cumplen una especificación dinámica.

Estas ideas sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo indujeron a Granger y Engle (1987) a desarrollar el concepto de variables integradas y variables cointegradas definidas como:

Variable integrada

Una serie x_t sin componente determinístico con una representación ARMA estacionaria e invertible después de diferenciarla d veces se dice que está integrada de orden d : $x_t \sim I(d)$.

Variables cointegradas

Los componentes del vector x_t están cointegrados de orden d, b : $x_t \sim CI(d, b)$ si

(i) todos los componentes de x_t están $I(d)$

(ii) existe un vector α ($\neq 0$) tal que

$$z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b) \quad b > 0 \quad (C-3)$$

siendo α el vector de cointegración.

Centrándonos en el caso más común con variables económicas en el que $d=b=1$, significa que el equilibrio ocurrirá de forma ocasional (al menos una aproximación al equilibrio) si los componentes de x_t están cointegrados mientras que si no están cointegrados, entonces z_t (el error de equilibrio) "vagará" ampliamente sin ser casi nunca nulo, de forma que en este caso el concepto de equilibrio no tiene implicaciones prácticas.

Sobre la base de estas definiciones, se encuentra una relación clara entre cointegración y mecanismos de corrección de error (Sargan (1964), Phillips (1957)) siendo la idea básica que una proporción del desequilibrio se corrige en el período siguiente (Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978)), pudiendo establecer, para un sistema multivariante,

una representación de corrección del error mediante la definición dada por Granger y Engle (1987).

Un vector de series temporales x_t tiene una Representación de Corrección del Error si se puede expresar como:

$$A(B)(1 - B)x_t = \mu z_{t-1} + u_t \quad (C.4)$$

donde B es el operador retardos ($B^j x_t = x_{t-j}$), u_t es una perturbación multivariante estacionaria, con $A(0) = I$, $A(1)$ tiene todos sus elementos finitos, $z_t = \alpha' x_t$ y $\mu = 0$.

En esta representación, únicamente el error de equilibrio en el período anterior (z_{t-1}) se incluye como variable explicativa permitiendo así un ajuste gradual hacia el equilibrio.

La regresión de cointegración dada por la expresión:

$$x_t = \mu + \beta y_t + \epsilon_t \quad (C-5)$$

donde x_t e y_t son variables $I(d)$, permitiría que las relaciones de equilibrio a largo plazo se satisfagan mientras que la representación de corrección del error dada por la expresión (C-4) recoge el ajuste de los componentes a corto plazo hacia el equilibrio.

Todo esto conduce a la realización de una regresión por mínimos cuadrados en la que las variables (en niveles) incluidas tengan el mismo orden de integración, considerándose

como la relación de equilibrio a largo plazo. Los residuos de esta regresión, si las variables están cointegradas, integrados de menor orden que las variables de la regresión de cointegración, nos proporcionarán el mecanismo de corrección del error que recoge el ajuste de los componentes a corto plazo hacia el equilibrio.

El análisis de las relaciones de equilibrio mediante la cointegración ha sido ampliamente utilizado desde que Granger y Engle (1987) desarrollaron esta metodología. Sin embargo, no todos los estudios empíricos realizados han producido resultados satisfactorios, habiéndose obtenido conclusiones tan extrañas como que el consumo y la renta españoles para el período 1954-1984 no están cointegrados (García Ferrer (1988)) o que la tasa de fecundidad (hijos legítimos) y la tasa de nupcialidad españolas en el período 1900-1980 no están cointegradas (García Ferrer (1989)). Esto implicaría que el consumo y la renta y la tasa de fecundidad y la tasa de nupcialidad no constituyen una relación de equilibrio, mientras que estas relaciones, ampliamente aceptadas, han producido resultados muy positivos y parece de sentido común que estas relaciones se cumplan. Por lo tanto, esta metodología debe tomarse con precaución y sus resultados, además de no ser satisfactorios cuando las series analizadas presentan valores atípicos, deben también interpretarse con precaución.

A pesar de todo los problemas señalados, el análisis, por medio de la cointegración, del modelo monetario de determinación del tipo de cambio puede ser interesante. Por ello, consideramos la ecuación reducida del modelo monetario definida mediante la expresión :

$$S_t = \beta_1(m_t - m^*_t) + \beta_2(y_t - y^*_t) + \beta_3(r_t - r^*_t) + \beta_4(p_t - p^*_t) + u_t \quad (C-6)$$

donde $S_t = \log$ (tipo de cambio)

$m_t = \log$ (M2)

$y_t = \log$ (IPI)

$p_t = \log$ (IPC)

$r_t =$ tipo de interés

y donde estas mismas variables con asterístico representan el valor para el exterior.

El período muestral considerado es de enero de 1979 a septiembre de 1988 y los datos aparecen en el apéndice D.

Antes de verificar el orden de integración de cada variable, se presenta en la tabla C-1 la estimación por mínimos cuadrados del modelo (C-6) donde también se recoge la estimación del parámetro obtenido al considerar que los residuos podían seguir un proceso autorregresivo de primer orden.

Se puede apreciar a partir de estas estimaciones el elevado valor del parámetro δ para cada uno de los casos indicándonos que cada uno de los tipos de cambio necesita al menos una diferencia. Para contrastar la posible integración de orden 1 de las variables se llevó a cabo el test de Dickey-Fuller Extendido (ADF) en el que se realiza la regresión mínimo cuadrática:

TABLA C-1: ESTIMACION DE $S_t = \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) +$

C-1

$$+ \beta_3(r_t - r_t^*)r, n + \beta_4(p_t - p_t^*)^{(*)}$$

| | $(m_t - m_t^*)$ | $(y_t - y_t^*)$ | $(r_t - r_t^*)r(a)$ | $(r_t - r_t^*)n(b)$ | $(p_t - p_t^*)$ | δ |
|--------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|--------------------|
| | 2.457 (195.01) | -0.022 (-0.294) | | 0.009 (2.718) | 0.683 (7.290) | |
| Pta/\$ | 0.178 (1.094) | -0.002 (-0.208) | | -0.001 (-0.703) | 0.113 (0.260) | 1.001 (1407.1) |
| | 2.457 (195.05) | -0.022 (-0.294) | 0.010 (2.716) | | 0.683 (7.290) | |
| | 0.177 (1.094) | -0.002 (-0.209) | -0.001 (-0.701) | | 0.112 (1.094) | 1.001 (1407.2) |
| | 1.084 (220.0) | 0.008 (0.183) | | 0.009 (5.109) | 0.220 (7.724) | |
| Pta/Dm | 1.085 (73.04) | -0.0203 (-1.430) | | 0.0026 (1.367) | 0.319 (2.429) | 0.8937 (21.045) |
| | 1.084 (220.2) | 0.008 (0.182) | 0.009 (5.111) | | 0.220 (7.722) | |
| | 1.084 (73.08) | -0.020 (-1.429) | 0.0026 (1.384) | | 0.319 (2.430) | 0.8393 (21.042) |
| | 1.522 (255.1) | -0.159 (-1.762) | | 0.008 (4.768) | 0.068 (0.856) | |
| Pta/FF | 1.483 (45.51) | -0.041 (-1.67) | | 0.001 (1.00) | 0.489 (1.581) | 0.9371 (27.095) |
| | 1.522 (255.1) | -0.159 (-1.763) | 0.008 (4.768) | | 0.068 (0.857) | |
| | 1.483 (45.45) | -0.041 (-1.674) | 0.001 (1.002) | | 0.490 (1.584) | 0.9371 (27.106) |

(a) $(r_t - r_t^*)r$: diferencial de tipos de interés a tres meses reales en el euromercado

(b) $(r_t - r_t^*)n$: diferencial de tipos de interés a tres meses nominales en el euromercado

(*) estadísticos t entre paréntesis: Período de estimación: 1979.01-1988.09

$$(1 - B)x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{j=1} \delta_j (1 - B)x_{t-j} + \epsilon_t$$

y se contrasta la hipótesis nula $H_0 : \beta = 0$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \beta > 0$. Los resultados de dicho test aparecen reflejados en la Tabla C-2.

| TABLA C-2: TEST DE DICKEY-FULLER EXTENDIDO (*) | | | |
|--|-------|----------|---------|
| | EE.UU | ALEMANIA | FRANCIA |
| S_t | 0.64 | 1.75 | 0.76 |
| $(m_t - m^*_t)$ | 1.59 | 2.58 | 1.65 |
| $(r_t - r^*_t)_r$ | -1.56 | -0.99 | -1.98 |
| $(r_t - r^*_t)_n$ | -1.52 | -0.99 | -1.98 |
| $(P_t - p^*_t)$ | 1.77 | 1.33 | 2.61 |
| $(y_t - y^*_t)$ | -2.71 | -3.20 | -2.98 |
| (*) Para los niveles de significación de 1% y 5%, los valores críticos correspondientes son -2.60 y -1.95 respectivamente (Fuller (1976), tabla 8.5.2, pag. 373) | | | |

A partir de estos resultados se aprecia claramente si las variables se encuentran integradas de orden 1 o de diferente orden. Destaca el hecho de que los diferenciales de renta (o de IPI en este caso) son $I(0)$ en todos los casos siendo el resto de las variables $I(1)$ excepto el diferencial de tipos de interés tanto nominales como reales entre España y Francia que son $I(0)$. Por lo tanto, el contraste de cointegración se tendrá que realizar entre las variables que tengan el mismo orden de integración. Conviene destacar que los diferenciales de rentas para todos los casos analizados presentan la necesidad de realizar una diferencia de orden

12 debido al fuerte componente estacional que presentan. Este hecho podría estar indicando que estas variables están integradas de orden 12 aunque esta posibilidad habría que contrastarla. Sin embargo esta contrastación requiere la utilización de tablas apropiadas aún no construidas. Este mismo problema también se puede plantear en los casos de los diferenciales de precios y de ofertas monetarias que también presentan un fuerte componente estacional.

Para verificar si las variables están cointegradas, Granger y Engle (1987) proporcionaron siete tests (presentados en la tabla C-3) de los cuales utilizaremos los cinco primeros para realizar nuestro contraste.

El contraste de cointegración se llevó a cabo de dos formas distintas:

(1) Contrastación de la cointegración entre cada tipo de cambio y el resto de las variables $I(1)$ del modelo monetario en cada caso y

(2) Contrastación de la cointegración entre cada tipo de cambio y cada una de las variables $I(1)$ en cada caso.

para lo que se utilizaron los cinco primeros tests de la tabla C-3 y la estimación de un $AR(1)$ en los residuos de la regresión de cointegración. Las tablas C-4 y C-5 recogen los resultados de la regresión de cointegración y los resultados de los tests de cointegración respectivamente para la primera opción.

Durbin-Watson de la Regresión de Cointegración (DW): $y_t = \alpha x_t + c + u_t$

$$\delta_1 = DW \quad H_0: DW = 0$$

Regresión de Dickey-Fuller (DF): $\nabla u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t$

$$\delta_2 = \tau_\phi: \text{estadístico t de } \phi$$

Regresión de Dickey-Fuller Extendida (ADF): $\nabla u_t = -\phi u_{t-1} + b_1 \nabla u_{t-1} + \dots +$

$$\delta_3 = \tau_\phi \quad + b_i \nabla u_{t-p} + \varepsilon_t$$

VAR Restringido (RVAR): $\nabla y_t = \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_{1t};$

$$\nabla x_t = \beta_2 u_{t-1} + \phi \nabla y_t + \varepsilon_{2t}$$

$$\delta_4 = \tau_{\beta_1}^2 + \tau_{\beta_2}^2$$

VAR Restringido Extendido (ARVAR): igual que en (4) incluyendo p retardos de ∇y_t y ∇x_t en cada ecuación.

$$\delta_5 = \tau_{\beta_1}^2 + \tau_{\beta_2}^2$$

VAR No Restringido (UVAR): $\nabla y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + c_1 + \varepsilon_{1t};$

$$\nabla x_t = \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 x_{t-1} + \phi \nabla y_t + c_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$\delta_6 = 2[F_1 + F_2] \quad \text{donde } F_1 \text{ es el estadístico F para contrastar } \beta_1 = \beta_2 = 0 \text{ en la primera ecuación y } F_2 \text{ es el estadístico comparable en la segunda ecuación.}$$

VAR No Restringido Aumentado (AUVAR): igual que en (6) incluyendo p retardos de ∇y_t y ∇x_t en cada ecuación.

$$\delta_7 = 2[F_1 + F_2]$$

ente: Granger y Engle (1987)

ca: ∇y_t y ∇x_t son las series de datos originales y u_t son los residuos de la regresión de cointegración.

| TABLA C-4: REGRESION DE COINTEGRACION (*) | | | | | | |
|--|----------|-----------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------|
| | α | $(m_t - m^*_t)$ | $(P_t - P^*_t)$ | $(r_t - r^*_t)_n$ | $(r_t - r^*_t)_r$ | $\delta(1)$ |
| Pta/\$ | -2.443 | 3.816 | 0.258 | 0.012 | | 0.8420 |
| | (-4.75) | (13.34) | (2.09) | (3.597) | | (16.14) |
| Pta/\$ | -2.444 | 3.816 | 0.258 | | 0.0118 | 0.8420 |
| | (-4.75) | (13.34) | (2.087) | | (3.601) | (16.15) |
| Pta/DM | 3.209 | 0.119 | 0.912 | 0.010 | | 0.7247 |
| | (15.95) | (1.961) | (19.81) | (10.53) | | (11.39) |
| Pta/DM | 3.209 | 0.119 | 0.912 | | 0.010 | 0.7250 |
| | (15.94) | (1.963) | (19.81) | | (10.526) | (11.40) |
| Pta/FP | 2.300 | 0.284 | 0.822 | | | 0.8811 |
| | (15.25) | (3.444) | (11.61) | | | (18.83) |
| (1) δ estimado por mínimos cuadrados a partir de los residuos de la regresión de cointegración. | | | | | | |
| (*) estadísticos t entre paréntesis; Período de estimación: 1979.01- 1988.09 | | | | | | |

A partir de los resultados de la tabla C.5 se pueden realizar las observaciones siguientes:

a) El tipo de cambio peseta/franco no está cointegrado con las variables I(1) del modelo monetario por lo que se puede concluir, según la teoría de la cointegración, que no forman una relación de equilibrio a largo plazo.

b) Para el tipo de cambio peseta/dólar no se puede aceptar la cointegración entre éste y las variables I(1) del modelo monetario atendiendo a los tests DF y ADF. Sin embargo, sobre la base del test ARVAR se aceptaría la cointegración para todos los niveles de significación aunque se rechazaría para el 5% en el test CRDW y al 1% en el RVAR. Como se puede apreciar, los

TABLA C-5: TESTS DE COINTEGRACION

| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR (1) | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO (2) | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO (3) | VALORES CRITICOS (4) | | | | | | | | |
|-------|---------------------------------------|---------------------------------------|--|----------------------|-----------|------------|-----------|------------|------------|------|------|------|
| | | | | 12 N=1 | 52 N=3 | 102 N=4 | 52 N=3 | 102 N=4 | 102 N=3 | | | |
| CRDH | .329 | .329 | .532 | .532 | .532 | .257 | .511 | .386 | .322 | | | |
| DF | -3.026 | -3.025 | -4.328 | -4.325 | -4.325 | -2.542 | 4.75 | 4.45 | 4.22 | 3.93 | 3.89 | 3.59 |
| ADF | -1.749 | -1.749 | -3.475 | -3.475 | -3.475 | -3.125 | 4.61 | 4.22 | 4.02 | 3.62 | 3.71 | 3.32 |
| RVAR | 14.436 | 14.443 | 17.610 | 17.611 | 17.611 | 10.538 | 18.3 | 13.6 | 13.6 | 11.0 | 11.0 | 11.0 |
| ARVAR | 22.320 | 22.299 | 25.760 | 25.729 | 25.729 | 9.777 | 15.8 | 11.8 | 11.8 | 9.7 | 9.7 | 9.7 |

(1) Contraste de cointegración entre el tipo de cambio y los diferenciales de ofertas monetarias, de precios y de tipos de interés nominales.

(2) Contraste de cointegración entre el tipo de cambio y los diferenciales de ofertas monetarias, de precios y de tipos de interés reales.

(3) Contraste de cointegración entre el tipo de cambio y los diferenciales de ofertas monetarias, de precios.

(4) Los valores críticos de los tests: CRDH, RVAR y ARVAR son los calculados por Granger y Engle (1987) cuando el número de variables incluídas en la regresión de cointegración es 2. Los valores críticos para los tests: DF y ADF son los calculados por Engle y Yoo (1987) cuando el número de variables incluídas en la regresión de cointegración es 3 y 4. Todos los valores críticos están calculados para T=100.

resultados para los tests desarrollados son bastante dispares por lo que en este caso se plantea la incertidumbre sobre si el tipo de cambio peseta/dólar está cointegrado con las variables $I(1)$ del modelo monetario.

c) Los cinco tests realizados para el tipo de cambio peseta/marco y las variables $I(1)$ consideradas nos permiten aceptar la hipótesis de que representan una relación de equilibrio a largo plazo, aunque esta conclusión se debe tomar con precaución debido a que tanto el diferencial de ofertas monetarias como el diferencial de precios presentan un fuerte componente estacional que puede distorsionar los resultados.

En una segunda etapa se contrastó la cointegración entre cada uno de los tipos de cambio y cada una de las variables $I(1)$ de la relación (C.6). Los resultados de los valores obtenidos para cada uno de los tests aparecen recogidos en la tabla C-6.

En todos los casos, los tests de cointegración rechazan la presencia de ésta entre los tipos de cambio y cada una de las variables, por lo que la conclusión que se puede extraer de estos contrastes es que la relación entre el tipo de cambio y cada una de las variables consideradas no se puede interpretar como un equilibrio por lo que se pone en tela de juicio la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo para el caso español.

Los resultados presentados son similares a los obtenidos por Baillie y Selover (1987). El hecho de que las variables incluidas en el modelo monetario de determinación del tipo de cambio presenten diferentes órdenes de integra-

TABLA C-6: TESTS DE COINTEGRACION VARIABLE A VARIABLE

C-14

VALORES CRITICOS (*)

| | $(m_t - m_t^*)$ | $(p_t - p_t^*)$ | $(r_t - r_t^*)_n$ | $(r_t - r_t^*)_r$ | 1% | 5% | 10% |
|---------------|-----------------|-----------------|-------------------|-------------------|------|------|------|
| <hr/> | | | | | | | |
| <u>Pta/\$</u> | | | | | | | |
| CRDW | .3404 | .0233 | .0447 | .0437 | .511 | .386 | .322 |
| DF | -3.1157 | -.5832 | -1.6078 | -1.6063 | 4.07 | 3.37 | 3.03 |
| ADF | -2.1289 | -1.5399 | -2.2326 | -2.2314 | 3.77 | 3.17 | 2.84 |
| RVAR | 15.6988 | 9.5108 | 0.7832 | 0.7821 | 18.3 | 13.6 | 11.0 |
| ARVAR | 24.6186 | 0.6826 | 0.0527 | 0.0522 | 15.8 | 11.8 | 9.7 |
| <hr/> | | | | | | | |
| <u>Pta/Dm</u> | | | | | | | |
| CRDW | .1773 | .1904 | .0303 | .0308 | .511 | .386 | .322 |
| DF | -2.4349 | -2.4391 | -1.2275 | -1.2139 | 4.07 | 3.37 | 3.03 |
| ADF | -2.0020 | -2.2077 | -1.5974 | -1.5699 | 3.77 | 3.17 | 2.84 |
| RVAR | 4.7539 | 6.0839 | 0.5282 | 0.5507 | 18.3 | 13.6 | 11.0 |
| ARVAR | 5.0403 | 5.7447 | 0.0444 | 0.0515 | 15.8 | 11.8 | 9.7 |
| <hr/> | | | | | | | |
| <u>Pta/FF</u> | | | | | | | |
| CRDW | .1498 | .2369 | | | .511 | .386 | .322 |
| DF | -2.2212 | -2.3373 | | | 4.07 | 3.37 | 3.03 |
| ADF | -2.2064 | -2.9939 | | | 3.77 | 3.17 | 2.84 |
| RVAR | 5.8320 | 10.0997 | | | 18.3 | 13.6 | 11.0 |
| ARVAR | 4.7264 | 8.8255 | | | 15.8 | 11.8 | 9.7 |

(*) Los valores críticos en este caso son los obtenidos por Granger y Engle (1987) siendo el número de variables incluidas en la regresión de cointegración igual a 2 y el número de observaciones igual a 100.

ción y en consecuencia falta de cointegración para los diversos tipos de cambio analizados se considera por Baillie y Selover como el soporte fundamental para justificar el fracaso del modelo monetario tanto en la explicación de su comportamiento pasado como en la predicción de sus valores futuros concluyendo que "no hay evidencia estadística que soporte una relación consistente a largo plazo con el modelo monetario puro o con sus extensiones más simples". Así mismo, la falta de cointegración entre los tipos de cambio nominales y los diferenciales de precios les lleva a concluir que "la Teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo se convierte en un concepto de poco uso a largo plazo".

Tanto los resultados de Baillie y Selover como los aquí presentados ponen de manifiesto que el modelo monetario de determinación del tipo de cambio es inapropiado para explicar el comportamiento de éste, hecho ampliamente contrastado por numerosos autores, lo que ha llevado en muchas ocasiones a la conclusión de que el tipo de cambio es impredecible y que la mejor predicción de sus valores futuros es la proporcionada por el paseo aleatorio (Meese y Rogoff (1983)). En un reciente trabajo, Martin Arroyo (1988) demuestra que el modelo monetario de determinación del tipo de cambio se reduce a un modelo ARIMA como máximo de orden 5 ó 6 dentro de los cuales se encuentra el modelo de paseo aleatorio por lo que la conclusión de Meese y Rogoff (1983) así como el comportamiento del tipo de cambio como un paseo aleatorio parece lógica.

APENDICE D

Datos Mensuales

TABLA D-1: TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR (logaritmos)

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 4.247070 | 4.235120 | 4.222440 | 4.189960 | 4.191930 | 4.189810 |
| 1979.07 | 4.189960 | 4.189810 | 4.189960 | 4.195700 | 4.195700 | 4.191930 |
| 1980.01 | 4.193590 | 4.205290 | 4.280820 | 4.260560 | 4.250920 | 4.249350 |
| 1980.07 | 4.275280 | 4.287720 | 4.302710 | 4.320150 | 4.350790 | 4.372610 |
| 1981.01 | 4.414130 | 4.463490 | 4.446170 | 4.491550 | 4.522110 | 4.555450 |
| 1981.07 | 4.590560 | 4.580470 | 4.569230 | 4.569130 | 4.547540 | 4.579340 |
| 1982.01 | 4.589550 | 4.637640 | 4.670960 | 4.640150 | 4.652340 | 4.709530 |
| 1982.07 | 4.717160 | 4.726950 | 4.736900 | 4.766860 | 4.773900 | 4.833100 |
| 1983.01 | 4.863290 | 4.872600 | 4.916840 | 4.918890 | 4.941210 | 4.979140 |
| 1983.07 | 5.009970 | 5.029590 | 5.023350 | 5.024870 | 5.044650 | 5.054330 |
| 1984.01 | 5.067650 | 5.007630 | 5.002270 | 5.028480 | 5.034680 | 5.061900 |
| 1984.07 | 5.097730 | 5.104730 | 5.132500 | 5.135560 | 5.152080 | 5.155600 |
| 1985.01 | 5.167350 | 5.213850 | 5.148080 | 5.153580 | 5.165010 | 5.163070 |
| 1985.07 | 5.094300 | 5.097180 | 5.095590 | 5.078670 | 5.045940 | 5.037930 |
| 1986.01 | 5.013300 | 4.942430 | 4.993830 | 4.935190 | 4.993900 | 4.944350 |
| 1986.07 | 4.907270 | 4.901560 | 4.891930 | 4.931590 | 4.895820 | 4.892600 |
| 1987.01 | 4.858110 | 4.858260 | 4.844500 | 4.831110 | 4.844340 | 4.842140 |
| 1987.07 | 4.836920 | 4.803200 | 4.803530 | 4.751610 | 4.703110 | 4.691350 |
| 1988.01 | 4.734710 | 4.735060 | 4.713400 | 4.703290 | 4.736550 | 4.800000 |
| 1988.07 | 4.819310 | 4.820360 | 4.822130 | 4.761920 | 4.729240 | 4.731360 |

TABLA D-2: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES ESPAÑA - EE.UU

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 2.720000 | 3.720000 | 3.140000 | -0.040000 | 8.570000 | 7.980001 |
| 1979.07 | 6.879999 | 4.010000 | 3.969999 | -0.170000 | -0.650000 | 1.340000 |
| 1980.01 | 1.040000 | -1.230000 | -1.910000 | -0.160000 | 7.530001 | 8.430000 |
| 1980.07 | 6.580000 | 4.720000 | 3.050000 | 1.960000 | -0.470001 | -1.959999 |
| 1981.01 | -0.840000 | -1.190000 | -0.490000 | -1.070001 | -2.209999 | -1.200001 |
| 1981.07 | -1.930000 | -2.370001 | -1.650002 | -0.490001 | 3.060000 | 2.570001 |
| 1982.01 | 1.390000 | -0.490001 | -0.330000 | 0.340000 | 1.480000 | 2.290000 |
| 1982.07 | 3.060000 | 4.200001 | 3.330000 | 6.740001 | 7.259999 | 7.510000 |
| 1983.01 | 7.760000 | 7.849999 | 7.319999 | 8.980000 | 12.19000 | 12.36000 |
| 1983.07 | 13.39000 | 13.81000 | 12.45000 | 12.23000 | 10.88000 | 8.900000 |
| 1984.01 | 8.599999 | 8.700001 | 6.900000 | 5.400001 | 4.000000 | 2.700000 |
| 1984.07 | 1.600000 | 2.000000 | 1.400001 | 2.300000 | 3.500000 | 3.300000 |
| 1985.01 | 3.900001 | 3.099999 | 2.800000 | 3.900001 | 4.599999 | 6.500001 |
| 1985.07 | 6.400000 | 5.500000 | 3.500000 | 2.299999 | 2.500000 | 2.500000 |
| 1986.01 | 2.700000 | 2.800000 | 4.000000 | 5.500000 | 4.800000 | 4.900000 |
| 1986.07 | 6.000000 | 6.100000 | 5.700000 | 5.500000 | 5.500000 | 5.600000 |
| 1987.01 | 6.200000 | 6.200000 | 7.900000 | 10.10000 | 12.80000 | 11.30000 |
| 1987.07 | 10.70000 | 10.00000 | 9.299999 | 7.800000 | 7.000000 | 5.800000 |
| 1988.01 | 5.700000 | 5.400001 | 4.400001 | 3.800000 | 3.700000 | 2.800000 |
| 1988.07 | 2.700000 | 2.300000 | 2.800000 | 4.100000 | 3.600000 | 4.200000 |

TABLA D-3: DIFERENCIAL DE PRECIOS ENTRE ESPAÑA Y EE.UU

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | -0.018700 | -0.022390 | -0.021570 | -0.017970 | -0.018700 | -0.021980 |
| 1979.07 | -0.009670 | -0.010930 | -0.007350 | -0.003420 | -0.010190 | 0.000970 |
| 1980.01 | 0.006360 | 0.001260 | -0.007360 | -0.008110 | -0.012320 | -0.007440 |
| 1980.07 | 0.004990 | 0.009690 | 0.010480 | 0.010490 | 0.011260 | 0.017400 |
| 1981.01 | 0.029620 | 0.024830 | 0.037340 | 0.041410 | 0.037610 | 0.028910 |
| 1981.07 | 0.038370 | 0.043510 | 0.040510 | 0.049930 | 0.055070 | 0.067750 |
| 1982.01 | 0.082430 | 0.086740 | 0.100080 | 0.108210 | 0.112790 | 0.110570 |
| 1982.07 | 0.117720 | 0.122490 | 0.122450 | 0.129790 | 0.135410 | 0.161160 |
| 1983.01 | 0.173290 | 0.178370 | 0.182880 | 0.190110 | 0.182600 | 0.184790 |
| 1983.07 | 0.182460 | 0.197680 | 0.200820 | 0.211660 | 0.220530 | 0.233820 |
| 1984.01 | 0.241570 | 0.241970 | 0.248370 | 0.249180 | 0.250960 | 0.255190 |
| 1984.07 | 0.267290 | 0.269980 | 0.267060 | 0.269920 | 0.275280 | 0.282390 |
| 1985.01 | 0.298170 | 0.301200 | 0.302850 | 0.309800 | 0.308770 | 0.304010 |
| 1985.07 | 0.308110 | 0.307510 | 0.315620 | 0.316450 | 0.321680 | 0.322490 |
| 1986.01 | 0.347470 | 0.356300 | 0.363990 | 0.368370 | 0.367430 | 0.371540 |
| 1986.07 | 0.381860 | 0.383440 | 0.388380 | 0.391680 | 0.388410 | 0.390950 |
| 1987.01 | 0.392540 | 0.393840 | 0.395370 | 0.391730 | 0.387820 | 0.383450 |
| 1987.07 | 0.391610 | 0.385350 | 0.390300 | 0.393240 | 0.389400 | 0.393260 |
| 1988.01 | 0.397360 | 0.397380 | 0.400270 | 0.391530 | 0.388020 | 0.383820 |
| 1988.07 | 0.395680 | 0.401300 | 0.404090 | | | |

TABLA D-4: DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS ENTRE ESPAÑA Y EE.UU

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 1.764000 | 1.690300 | 1.696100 | 1.703790 | 1.705550 | 1.723280 |
| 1979.07 | 1.740170 | 1.720810 | 1.722150 | 1.727980 | 1.731880 | 1.777320 |
| 1980.01 | 1.757400 | 1.758150 | 1.771810 | 1.784780 | 1.778510 | 1.791110 |
| 1980.07 | 1.806380 | 1.792340 | 1.798970 | 1.796090 | 1.790480 | 1.829410 |
| 1981.01 | 1.801360 | 1.795850 | 1.799120 | 1.805350 | 1.803830 | 1.813250 |
| 1981.07 | 1.833230 | 1.818920 | 1.826170 | 1.826140 | 1.823130 | 1.868590 |
| 1982.01 | 1.848000 | 1.849790 | 1.855870 | 1.864170 | 1.862690 | 1.874280 |
| 1982.07 | 1.885830 | 1.868640 | 1.880240 | 1.877490 | 1.878250 | 1.907500 |
| 1983.01 | 1.882030 | 1.839750 | 1.852050 | 1.845340 | 1.841460 | 1.847810 |
| 1983.07 | 1.861650 | 1.857730 | 1.865210 | 1.896440 | 1.894720 | 1.934200 |
| 1984.01 | 1.907380 | 1.907910 | 1.907530 | 1.904290 | 1.903030 | 1.917310 |
| 1984.07 | 1.935090 | 1.937600 | 1.931280 | 1.924450 | 1.919490 | 1.945580 |
| 1985.01 | 1.919630 | 1.919730 | 1.927400 | 1.930590 | 1.937330 | 1.933760 |
| 1985.07 | 1.937500 | 1.924440 | 1.926330 | 1.917580 | 1.911260 | 1.931950 |
| 1986.01 | 1.894950 | 1.889940 | 1.879010 | 1.855770 | 1.840620 | 1.857980 |
| 1986.07 | 1.861670 | 1.853870 | 1.863820 | 1.862670 | 1.857140 | 1.880630 |
| 1987.01 | 1.852560 | 1.860700 | 1.863940 | 1.861360 | 1.860650 | 1.878320 |
| 1987.07 | 1.894130 | 1.882420 | 1.888600 | 1.875180 | 1.870910 | 1.907790 |
| 1988.01 | 1.880480 | 1.882300 | 1.897150 | 1.888760 | 1.896840 | 1.908750 |
| 1988.07 | 1.928250 | 1.911700 | 1.922030 | 1.914940 | | |

TABLA D-5: DIFERENCIAL DE RENTAS ENTRE ESPAÑA Y EE.UU

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 0.034000 | -0.073050 | 0.008710 | -0.054010 | 0.053450 | -0.013450 |
| 1979.07 | -0.007050 | -0.451010 | -0.034100 | 0.026470 | 0.069120 | -0.023460 |
| 1980.01 | 0.044280 | 0.008730 | 0.019230 | 0.002000 | 0.078060 | 0.020040 |
| 1980.07 | 0.057390 | -0.496800 | 0.003910 | 0.087260 | 0.044240 | 0.012990 |
| 1981.01 | -0.008100 | -0.022690 | 0.025850 | -0.011940 | 0.013650 | -0.019180 |
| 1981.07 | 0.024030 | -0.594650 | -0.045570 | 0.034090 | 0.050690 | 0.041740 |
| 1982.01 | 0.008430 | -0.010190 | 0.097540 | 0.034040 | 0.089820 | 0.038510 |
| 1982.07 | 0.086380 | -0.513620 | 0.090470 | 0.078170 | 0.134340 | 0.099450 |
| 1983.01 | 0.088090 | 0.096460 | 0.129880 | 0.055540 | 0.096520 | 0.033010 |
| 1983.07 | -0.004020 | -0.552470 | -0.020580 | -0.030130 | 0.017880 | 0.012530 |
| 1984.01 | -0.022900 | -0.046650 | -0.021940 | -0.115400 | -0.026500 | -0.107390 |
| 1984.07 | -0.079890 | -0.588300 | -0.127560 | -0.045120 | -0.041450 | -0.100320 |
| 1985.01 | -0.026590 | -0.103510 | -0.058550 | -0.102220 | -0.039470 | -0.148620 |
| 1985.07 | -0.056170 | -0.611720 | -0.107800 | 0.024650 | -0.020290 | -0.075070 |
| 1986.01 | -0.048880 | -0.084330 | -0.075060 | -0.003510 | -0.033170 | -0.046400 |
| 1986.07 | -0.006190 | -0.676280 | -0.069530 | 0.025150 | -0.006950 | -0.059460 |
| 1987.01 | -0.072140 | -0.052740 | -0.006860 | -0.054780 | -0.007730 | -0.036890 |
| 1987.07 | 0.044560 | -0.658980 | -0.049350 | -0.014560 | -0.005740 | -0.073720 |
| 1988.01 | -0.103150 | -0.061740 | 0.008870 | -0.074920 | -0.017860 | -0.065110 |
| 1988.07 | -0.051500 | -0.665190 | -0.087980 | | | |

TABLA D-6: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES ESPAÑA - EE.UU

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 2.712370 | 3.723730 | 3.139170 | -0.043640 | 8.570740 | 7.983311 |
| 1979.07 | 6.867491 | 4.011271 | 3.966380 | -0.173980 | -0.643190 | 1.328660 |
| 1980.01 | 1.034520 | -1.224850 | -1.901300 | -0.159239 | 7.534249 | 8.425045 |
| 1980.07 | 6.567492 | 4.715250 | 3.049200 | 1.959990 | -0.470779 | -1.966209 |
| 1981.01 | -0.852400 | -1.185160 | -0.502680 | -1.074100 | -2.206171 | -1.191271 |
| 1981.07 | -1.939621 | -2.375191 | -1.646980 | -0.499469 | 3.054830 | 2.557200 |
| 1982.01 | 1.375159 | -0.494341 | -0.343410 | 0.331790 | 1.475361 | 2.292250 |
| 1982.07 | 3.052790 | 4.195200 | 3.330040 | 6.732611 | 7.254379 | 7.483994 |
| 1983.01 | 7.747772 | 7.844902 | 7.315466 | 8.972695 | 12.19757 | 12.35779 |
| 1983.07 | 13.39235 | 13.79469 | 12.44684 | 12.21907 | 10.87107 | 8.886610 |
| 1984.01 | 8.592180 | 8.699602 | 6.893569 | 5.399180 | 3.998220 | 2.695750 |
| 1984.07 | 1.587800 | 1.997291 | 1.402921 | 2.297131 | 3.494620 | 3.292871 |
| 1985.01 | 3.884057 | 3.096953 | 2.798335 | 3.893010 | 4.601025 | 6.504762 |
| 1985.07 | 6.395881 | 5.500604 | 3.491831 | 2.299162 | 2.494743 | 2.499183 |
| 1986.01 | 2.674635 | 2.791154 | 3.992308 | 5.495629 | 4.800935 | 4.895865 |
| 1986.07 | 5.989620 | 6.098425 | 5.695019 | 5.496687 | 5.503267 | 5.597443 |
| 1987.01 | 6.198402 | 6.198703 | 7.898458 | 10.10366 | 12.80391 | 11.30437 |
| 1987.07 | 10.69179 | 10.00628 | 9.295021 | 7.797046 | 7.003839 | 5.796130 |
| 1988.01 | 5.695882 | 5.399979 | 4.397102 | 3.808742 | 3.703518 | 2.800879 |
| 1988.07 | 2.691390 | 2.294342 | 2.797185 | | | |

TABLA D-7: TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO (logaritmos)

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 3.625670 | 3.619530 | 3.597720 | 3.547600 | 3.545150 | 3.575150 |
| 1979.07 | 3.581570 | 3.573050 | 3.634950 | 3.604270 | 3.647410 | 3.647930 |
| 1980.01 | 3.640210 | 3.633370 | 3.616310 | 3.671990 | 3.670720 | 3.685000 |
| 1980.07 | 3.696480 | 3.703890 | 3.708190 | 3.673510 | 3.695730 | 3.705240 |
| 1981.01 | 3.665350 | 3.708070 | 3.703150 | 3.696480 | 3.677440 | 3.683990 |
| 1981.07 | 3.689250 | 3.693370 | 3.726780 | 3.755600 | 3.757240 | 3.760500 |
| 1982.01 | 3.752910 | 3.768610 | 3.788050 | 3.793130 | 3.799860 | 3.809880 |
| 1982.07 | 3.819910 | 3.811540 | 3.809770 | 3.824720 | 3.862730 | 3.969540 |
| 1983.01 | 3.968590 | 3.996360 | 4.031760 | 4.019260 | 4.017280 | 4.046120 |
| 1983.07 | 4.037330 | 4.033800 | 4.053180 | 4.059320 | 4.052830 | 4.050740 |
| 1984.01 | 4.033360 | 4.049960 | 4.050830 | 4.028650 | 4.029540 | 4.038040 |
| 1984.07 | 4.034060 | 4.044450 | 4.025710 | 4.027230 | 4.021680 | 4.011330 |
| 1985.01 | 4.013950 | 4.012950 | 4.022490 | 4.025890 | 4.036980 | 4.046380 |
| 1985.07 | 4.068600 | 4.073550 | 4.113570 | 4.116760 | 4.123010 | 4.136050 |
| 1986.01 | 4.142100 | 4.145510 | 4.139000 | 4.153400 | 4.154890 | 4.156540 |
| 1986.07 | 4.168370 | 4.182660 | 4.187610 | 4.204840 | 4.214270 | 4.219140 |
| 1987.01 | 4.265280 | 4.255050 | 4.253700 | 4.251060 | 4.245200 | 4.237650 |
| 1987.07 | 4.219140 | 4.207150 | 4.194720 | 4.198480 | 4.211160 | 4.222810 |
| 1988.01 | 4.218400 | 4.211610 | 4.201250 | 4.192150 | 4.190410 | 4.200130 |
| 1988.07 | 4.186240 | 4.191700 | 4.191020 | 4.192680 | 4.178690 | 4.157400 |

TABLA D-8: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES ESPAÑA - ALEMANIA

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 10.20000 | 10.57000 | 9.300000 | 5.140000 | 13.52000 | 12.12000 |
| 1979.07 | 11.07000 | 8.780000 | 8.900000 | 5.639999 | 4.880000 | 6.500000 |
| 1980.01 | 6.650000 | 5.330000 | 7.430000 | 7.679999 | 8.480001 | 7.960000 |
| 1980.07 | 6.219999 | 6.620001 | 6.390000 | 6.770001 | 6.799999 | 7.470001 |
| 1981.01 | 8.169999 | 4.509999 | 1.220000 | 1.650000 | 3.540000 | 4.139999 |
| 1981.07 | 3.900000 | 3.579999 | 3.759999 | 3.800000 | 5.320000 | 5.380001 |
| 1982.01 | 5.380000 | 4.950000 | 4.849999 | 6.220000 | 6.940000 | 8.509999 |
| 1982.07 | 8.010001 | 6.940001 | 6.839999 | 9.430000 | 9.770001 | 10.68000 |
| 1983.01 | 11.04000 | 11.19000 | 11.21000 | 13.04000 | 15.96000 | 15.49000 |
| 1983.07 | 16.83000 | 17.73000 | 16.49000 | 15.69000 | 14.39000 | 12.80000 |
| 1984.01 | 12.50000 | 12.80000 | 11.70000 | 10.60000 | 9.700001 | 8.599999 |
| 1984.07 | 7.800000 | 8.200001 | 7.600000 | 7.300000 | 7.300000 | 6.600000 |
| 1985.01 | 6.600000 | 6.100000 | 6.000001 | 6.800000 | 7.200000 | 8.700001 |
| 1985.07 | 9.200001 | 9.000000 | 7.100000 | 5.700000 | 5.900000 | 5.800000 |
| 1986.01 | 6.100000 | 6.200000 | 7.000000 | 7.900000 | 7.200000 | 7.400000 |
| 1986.07 | 8.000000 | 7.800000 | 7.200000 | 6.900000 | 6.900000 | 6.900000 |
| 1987.01 | 7.900000 | 8.500000 | 10.40000 | 13.10000 | 16.40000 | 14.80000 |
| 1987.07 | 13.80000 | 13.00000 | 12.80000 | 11.50000 | 10.60000 | 10.10000 |
| 1988.01 | 9.600000 | 8.900001 | 7.800000 | 7.599999 | 7.700000 | 6.599999 |
| 1988.07 | 6.100000 | 5.700000 | 6.200000 | 7.700000 | 7.700000 | 8.200000 |

TABLA D-9: DIFERENCIAL DE PRECIOS ENTRE ESPAÑA Y ALEMANIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | -0.136870 | -0.134020 | -0.130850 | -0.120890 | -0.112990 | -0.108610 |
| 1979.07 | -0.092840 | -0.077790 | -0.066680 | -0.056740 | -0.057650 | -0.040950 |
| 1980.01 | -0.025950 | -0.027460 | -0.027720 | -0.024440 | -0.022800 | -0.011730 |
| 1980.07 | -0.000300 | 0.010090 | 0.019890 | 0.027220 | 0.030310 | 0.039610 |
| 1981.01 | 0.051940 | 0.050390 | 0.063090 | 0.066240 | 0.066970 | 0.061970 |
| 1981.07 | 0.078840 | 0.088530 | 0.090540 | 0.098660 | 0.102080 | 0.114630 |
| 1982.01 | 0.124460 | 0.129180 | 0.139820 | 0.148040 | 0.156380 | 0.156110 |
| 1982.07 | 0.166550 | 0.174460 | 0.173160 | 0.180280 | 0.180610 | 0.201110 |
| 1983.01 | 0.213240 | 0.218030 | 0.225960 | 0.238140 | 0.237910 | 0.239920 |
| 1983.07 | 0.239860 | 0.249970 | 0.256300 | 0.269590 | 0.277500 | 0.290690 |
| 1984.01 | 0.298960 | 0.299980 | 0.302830 | 0.306760 | 0.310890 | 0.314920 |
| 1984.07 | 0.331880 | 0.340210 | 0.341170 | 0.341260 | 0.344950 | 0.351210 |
| 1985.01 | 0.363490 | 0.366260 | 0.369250 | 0.378400 | 0.380400 | 0.377880 |
| 1985.07 | 0.385170 | 0.390160 | 0.399660 | 0.401880 | 0.407660 | 0.409840 |
| 1986.01 | 0.440300 | 0.446120 | 0.451760 | 0.454690 | 0.456790 | 0.464520 |
| 1986.07 | 0.479810 | 0.485380 | 0.493910 | 0.501280 | 0.499590 | 0.501960 |
| 1987.01 | 0.505340 | 0.509500 | 0.515450 | 0.513630 | 0.512640 | 0.510990 |
| 1987.07 | 0.521320 | 0.521660 | 0.533400 | 0.537550 | 0.535140 | 0.537350 |
| 1988.01 | 0.541940 | 0.542340 | 0.548660 | 0.542400 | 0.540770 | 0.539130 |
| 1988.07 | 0.555990 | 0.564960 | 0.574650 | | | |

TABLA D-10: DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS ESPAÑA - ALEMANIA

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 3.209730 | 3.208720 | 3.224830 | 3.230630 | 3.230250 | 3.242240 |
| 1979.07 | 3.262710 | 3.247300 | 3.253230 | 3.267860 | 3.263890 | 3.304060 |
| 1980.01 | 3.285030 | 3.280450 | 3.281540 | 3.296750 | 3.293470 | 3.310920 |
| 1980.07 | 3.330150 | 3.325190 | 3.338600 | 3.348730 | 3.335650 | 3.380340 |
| 1981.01 | 3.346700 | 3.344980 | 3.349040 | 3.340400 | 3.339310 | 3.342090 |
| 1981.07 | 3.358010 | 3.347740 | 3.355500 | 3.373660 | 3.380030 | 3.444370 |
| 1982.01 | 3.410170 | 3.410110 | 3.414850 | 3.426080 | 3.435850 | 3.437330 |
| 1982.07 | 3.460450 | 3.460160 | 3.458440 | 3.468000 | 3.477910 | 3.515090 |
| 1983.01 | 3.483100 | 3.483780 | 3.498620 | 3.500550 | 3.509770 | 3.515200 |
| 1983.07 | 3.528580 | 3.525250 | 3.536610 | 3.657840 | 3.594960 | 3.634140 |
| 1984.01 | 3.611600 | 3.617380 | 3.628170 | 3.618560 | 3.628910 | 3.646110 |
| 1984.07 | 3.667300 | 3.666610 | 3.663230 | 3.663700 | 3.666680 | 3.697220 |
| 1985.01 | 3.680130 | 3.682200 | 3.693410 | 3.693590 | 3.702460 | 3.698900 |
| 1985.07 | 3.708840 | 3.701260 | 3.710570 | 3.701070 | 3.697750 | 3.688560 |
| 1986.01 | 3.648790 | 3.649590 | 3.639230 | 3.631420 | 3.623730 | 3.636590 |
| 1986.07 | 3.645680 | 3.635990 | 3.650130 | 3.648460 | 3.603840 | 3.628360 |
| 1987.01 | 3.635490 | 3.638320 | 3.662540 | 3.658090 | 3.639700 | 3.659200 |
| 1987.07 | 3.681190 | 3.659020 | 3.682380 | 3.660370 | 3.613700 | 3.647650 |
| 1988.01 | 3.656870 | 3.652630 | 3.698800 | 3.687120 | 3.673980 | 3.690210 |
| 1988.07 | 3.717490 | 3.699700 | 3.708870 | 3.690440 | | |

TABLA D-11: DIFERENCIAL DE RENTAS ENTRE ESPAÑA Y ALEMANIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 0.086210 | -0.053290 | -0.001920 | -0.128550 | 0.019710 | -0.069120 |
| 1979.07 | 0.051880 | -0.301410 | -0.068930 | -0.000930 | -0.050840 | -0.152820 |
| 1980.01 | 0.029300 | -0.036020 | -0.062750 | -0.114220 | -0.033650 | -0.077290 |
| 1980.07 | 0.090640 | -0.371160 | -0.003890 | 0.059220 | -0.060240 | -0.027430 |
| 1981.01 | 0.028870 | -0.056270 | 0.010450 | -0.069590 | -0.037990 | -0.031450 |
| 1981.07 | 0.149260 | -0.404890 | -0.030290 | 0.010290 | -0.057260 | -0.019740 |
| 1982.01 | -0.036070 | -0.071180 | 0.040780 | -0.093830 | -0.037880 | -0.030350 |
| 1982.07 | 0.162230 | -0.380690 | 0.057720 | 0.015750 | 0.009500 | 0.042170 |
| 1983.01 | 0.087010 | 0.052600 | 0.078060 | 0.049330 | 0.125600 | 0.039950 |
| 1983.07 | 0.159030 | -0.319960 | 0.030710 | 0.036010 | 0.007490 | 0.032120 |
| 1984.01 | 0.098310 | 0.000960 | 0.054120 | -0.013160 | 0.078960 | 0.132420 |
| 1984.07 | 0.112480 | -0.298890 | -0.001940 | 0.009090 | -0.020940 | -0.022850 |
| 1985.01 | 0.101650 | -0.041020 | -0.000930 | -0.034620 | 0.053560 | -0.025390 |
| 1985.07 | 0.074470 | -0.347470 | -0.025080 | 0.035900 | -0.038470 | 0.001930 |
| 1986.01 | 0.072110 | -0.048020 | -0.012280 | -0.006140 | 0.048560 | 0.010810 |
| 1986.07 | 0.119560 | -0.409910 | -0.014300 | 0.050940 | -0.005220 | -0.001880 |
| 1987.01 | 0.080830 | -0.006300 | 0.057560 | 0.008210 | 0.083570 | 0.068020 |
| 1987.07 | 0.240650 | -0.368330 | 0.058150 | 0.065680 | 0.025000 | 0.029230 |
| 1988.01 | 0.073540 | 0.101350 | 0.076700 | 0.065000 | 0.143290 | 0.093070 |
| 1988.07 | 0.168660 | -0.406950 | 0.047510 | | | |

TABLA D-12: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES ESPAÑA - ALEMANIA

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 10.19447 | 10.56713 | 9.296796 | 5.129948 | 13.51204 | 12.11559 |
| 1979.07 | 11.05400 | 8.764927 | 8.888802 | 5.629984 | 4.880907 | 6.483072 |
| 1980.01 | 6.634815 | 5.331525 | 7.430255 | 7.676691 | 8.478349 | 7.948819 |
| 1980.07 | 6.208485 | 6.609547 | 6.380160 | 6.762621 | 6.796892 | 7.460601 |
| 1981.01 | 8.157492 | 4.511570 | 1.207130 | 1.646820 | 3.539269 | 4.145001 |
| 1981.07 | 3.882919 | 3.570231 | 3.757970 | 3.791821 | 5.316559 | 5.367330 |
| 1982.01 | 5.370040 | 4.945259 | 4.839281 | 6.211705 | 6.931578 | 8.510270 |
| 1982.07 | 7.999482 | 6.932077 | 6.841292 | 9.422846 | 9.769666 | 10.65924 |
| 1983.01 | 11.02778 | 11.18519 | 11.20205 | 13.02771 | 15.96023 | 15.48798 |
| 1983.07 | 16.83006 | 17.71980 | 16.48364 | 15.67662 | 14.38203 | 12.78670 |
| 1984.01 | 12.49165 | 12.79898 | 11.69712 | 10.59606 | 9.695868 | 8.595944 |
| 1984.07 | 7.782935 | 8.191641 | 7.599036 | 7.299907 | 7.296301 | 6.593709 |
| 1985.01 | 6.587578 | 6.097218 | 5.996990 | 6.790794 | 7.197996 | 8.702515 |
| 1985.07 | 9.192701 | 8.995007 | 7.090437 | 5.697774 | 5.894187 | 5.797808 |
| 1986.01 | 6.069153 | 6.194161 | 6.994357 | 7.897073 | 7.197900 | 7.392224 |
| 1986.07 | 7.984666 | 7.794430 | 7.191424 | 6.892618 | 6.901687 | 6.897618 |
| 1987.01 | 7.896604 | 8.495829 | 10.39403 | 13.10183 | 16.40099 | 14.80165 |
| 1987.07 | 13.78961 | 12.99966 | 12.78823 | 11.49583 | 10.60241 | 10.09778 |
| 1988.01 | 9.595389 | 8.899599 | 7.793661 | 7.606252 | 7.701637 | 6.598304 |
| 1988.07 | 6.086384 | 5.690986 | 6.190260 | | | |

TABLA D-13: TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO (logaritmos)

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 2.794840 | 2.783780 | 2.764430 | 2.714690 | 2.705380 | 2.735020 |
| 1979.07 | 2.737610 | 2.740190 | 2.780370 | 2.753980 | 2.792080 | 2.798800 |
| 1980.01 | 2.789630 | 2.781610 | 2.781920 | 2.824650 | 2.825240 | 2.841120 |
| 1980.07 | 2.856760 | 2.860770 | 2.867050 | 2.839080 | 2.853880 | 2.865340 |
| 1981.01 | 2.830560 | 2.854460 | 2.844910 | 2.832620 | 2.811510 | 2.814810 |
| 1981.07 | 2.826130 | 2.818700 | 2.851000 | 2.834680 | 2.832330 | 2.833210 |
| 1982.01 | 2.819590 | 2.833210 | 2.839080 | 2.833210 | 2.842580 | 2.789630 |
| 1982.07 | 2.796980 | 2.779750 | 2.771650 | 2.785940 | 2.822870 | 2.927720 |
| 1983.01 | 2.927190 | 2.946800 | 2.933320 | 2.921010 | 2.918310 | 2.946020 |
| 1983.07 | 2.935980 | 2.931730 | 2.942600 | 2.945490 | 2.939960 | 2.933060 |
| 1984.01 | 2.914790 | 2.925310 | 2.925310 | 2.907450 | 2.906350 | 2.916420 |
| 1984.07 | 2.912620 | 2.922890 | 2.904440 | 2.906350 | 2.901970 | 2.892310 |
| 1985.01 | 2.896740 | 2.895360 | 2.906630 | 2.910720 | 2.922890 | 2.931190 |
| 1985.07 | 2.954130 | 2.956730 | 2.997480 | 3.001470 | 3.008400 | 3.015290 |
| 1986.01 | 3.022130 | 3.021160 | 3.015780 | 2.994980 | 2.996730 | 2.996980 |
| 1986.07 | 2.989970 | 2.995980 | 3.001470 | 3.021640 | 3.027470 | 3.022370 |
| 1987.01 | 3.061290 | 3.052590 | 3.050930 | 3.045240 | 3.040710 | 3.033030 |
| 1987.07 | 3.017250 | 3.000470 | 2.991980 | 2.976800 | 2.986940 | 3.003450 |
| 1988.01 | 3.003450 | 2.991980 | 2.980360 | 2.969650 | 2.978080 | 2.984420 |
| 1988.07 | 2.972210 | 2.969650 | 2.966820 | 2.965020 | 2.949950 | 2.928360 |

TABLA D-14: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES ESPAÑA - FRANCIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 7.580000 | 7.930000 | 7.000000 | 3.720000 | 12.270000 | 10.520000 |
| 1979.07 | 8.329999 | 5.139999 | 5.669999 | 2.929999 | 2.520001 | 3.780000 |
| 1980.01 | 3.420000 | 1.920000 | 4.150001 | 5.520000 | 6.220001 | 5.510000 |
| 1980.07 | 3.929999 | 4.170000 | 4.050000 | 4.550000 | 5.639999 | 6.870001 |
| 1981.01 | 6.849999 | 5.020000 | 3.170000 | 2.560000 | 1.080000 | -2.790001 |
| 1981.07 | -1.790001 | -0.790001 | -1.480001 | -1.650001 | 0.370000 | 0.630001 |
| 1982.01 | 0.620000 | 0.719999 | -0.430000 | -1.190000 | -0.260000 | 1.699999 |
| 1982.07 | 2.510001 | 1.260000 | 0.969999 | 2.230001 | 3.990000 | 4.130000 |
| 1983.01 | 4.090001 | 4.150000 | 3.749999 | 5.720000 | 8.740000 | 8.380001 |
| 1983.07 | 10.04000 | 10.92000 | 9.740001 | 9.550000 | 8.310000 | 6.670000 |
| 1984.01 | 6.120000 | 6.320001 | 4.650000 | 4.010001 | 3.660001 | 2.370000 |
| 1984.07 | 2.350000 | 2.300000 | 1.900001 | 1.900001 | 2.100000 | 1.500000 |
| 1985.01 | 1.600000 | 1.200000 | 1.100000 | 2.000000 | 2.599999 | 3.900001 |
| 1985.07 | 4.000000 | 2.100000 | 1.400000 | 0.299999 | 1.300000 | -0.900000 |
| 1986.01 | -2.100000 | -4.000000 | -1.500000 | 4.000000 | 4.500000 | 4.599999 |
| 1986.07 | 5.300000 | 5.000000 | 4.200000 | 3.099999 | 3.500000 | 3.000000 |
| 1987.01 | 2.900001 | 3.900000 | 6.300000 | 8.799999 | 11.80000 | 10.10000 |
| 1987.07 | 9.600000 | 8.700000 | 8.799999 | 7.600000 | 5.400000 | 4.800000 |
| 1988.01 | 4.400001 | 4.400001 | 3.000000 | 2.700000 | 3.200000 | 3.000000 |
| 1988.07 | 3.400000 | 3.000000 | 3.200000 | 4.600000 | 4.400000 | 5.100000 |

TABLA D-15: DIFERENCIAL DE PRECIOS ENTRE ESPAÑA Y FRANCIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | -0.028460 | -0.026330 | -0.025710 | -0.019960 | -0.019050 | -0.019570 |
| 1979.07 | -0.009440 | -0.010590 | -0.005790 | -0.005390 | -0.009530 | 0.005730 |
| 1980.01 | 0.005400 | 0.004510 | -0.001460 | -0.003910 | -0.006330 | 0.002520 |
| 1980.07 | 0.000600 | 0.002860 | 0.003810 | 0.002030 | 0.003930 | 0.010230 |
| 1981.01 | 0.019210 | 0.015460 | 0.025080 | 0.022360 | 0.017000 | 0.007660 |
| 1981.07 | 0.011540 | 0.012090 | 0.007440 | 0.006590 | 0.006200 | 0.015010 |
| 1982.01 | 0.023140 | 0.020990 | 0.020980 | 0.022390 | 0.027840 | 0.031570 |
| 1982.07 | 0.041090 | 0.045130 | 0.041300 | 0.046680 | 0.040670 | 0.054110 |
| 1983.01 | 0.058580 | 0.057490 | 0.054850 | 0.056260 | 0.053840 | 0.053530 |
| 1983.07 | 0.048310 | 0.056170 | 0.056410 | 0.061950 | 0.068250 | 0.079670 |
| 1984.01 | 0.086150 | 0.084370 | 0.086330 | 0.085820 | 0.085380 | 0.088070 |
| 1984.07 | 0.096640 | 0.097960 | 0.095130 | 0.094530 | 0.096620 | 0.101760 |
| 1985.01 | 0.114670 | 0.116420 | 0.115640 | 0.119410 | 0.117150 | 0.111660 |
| 1985.07 | 0.113510 | 0.113930 | 0.123830 | 0.124570 | 0.130950 | 0.133530 |
| 1986.01 | 0.160900 | 0.169220 | 0.169880 | 0.168250 | 0.167860 | 0.174160 |
| 1986.07 | 0.183250 | 0.185090 | 0.191590 | 0.193180 | 0.189430 | 0.192250 |
| 1987.01 | 0.190660 | 0.193840 | 0.198580 | 0.194650 | 0.174050 | 0.190070 |
| 1987.07 | 0.198010 | 0.195140 | 0.203800 | 0.207230 | 0.203630 | 0.206900 |
| 1988.01 | 0.211370 | 0.212460 | 0.216650 | 0.208150 | 0.205810 | 0.202890 |
| 1988.07 | 0.215450 | 0.222330 | 0.229710 | | | |

TABLA D-16: DIFERENCIAL DE OFERTAS MONETARIAS ESPAÑA - FRANCIA

| | | | | | | |
|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1979.01 | 1.722740 | 1.735130 | 1.730880 | 1.738720 | 1.739740 | 1.753140 |
| 1979.07 | 1.765630 | 1.758020 | 1.757100 | 1.759410 | 1.771220 | 1.767610 |
| 1980.01 | 1.769400 | 1.779180 | 1.786950 | 1.789650 | 1.792170 | 1.808080 |
| 1980.07 | 1.820770 | 1.816410 | 1.824270 | 1.823960 | 1.828610 | 1.829920 |
| 1981.01 | 1.813350 | 1.811150 | 1.816330 | 1.816210 | 1.816240 | 1.828570 |
| 1981.07 | 1.842100 | 1.836300 | 1.851450 | 1.848990 | 1.862950 | 1.872660 |
| 1982.01 | 1.851410 | 1.853000 | 1.864040 | 1.870160 | 1.869910 | 1.880350 |
| 1982.07 | 1.889760 | 1.885070 | 1.897060 | 1.887110 | 1.894420 | 1.886400 |
| 1983.01 | 1.863230 | 1.866280 | 1.886230 | 1.874380 | 1.872350 | 1.882340 |
| 1983.07 | 1.887950 | 1.895810 | 1.911360 | 1.932460 | 1.938660 | 1.933870 |
| 1984.01 | 1.918900 | 1.930660 | 1.933180 | 1.928840 | 1.937430 | 1.944250 |
| 1984.07 | 1.966050 | 1.971410 | 1.963540 | 1.961820 | 1.975130 | 1.955910 |
| 1985.01 | 1.944570 | 1.954600 | 1.956890 | 1.952220 | 1.975970 | 1.973810 |
| 1985.07 | 1.976390 | 1.974580 | 1.971380 | 1.960700 | 1.963760 | 1.952110 |
| 1986.01 | 1.922730 | 1.928450 | 1.914270 | 1.903690 | 1.897410 | 1.917620 |
| 1986.07 | 1.923840 | 1.925490 | 1.942350 | 1.937830 | 1.910190 | 1.943250 |
| 1987.01 | 1.911740 | 1.923190 | 1.917040 | 1.903480 | 1.907900 | 1.920930 |
| 1987.07 | 1.933150 | 1.928420 | 1.934960 | 1.910810 | 1.915110 | 1.925870 |
| 1988.01 | 1.899060 | 1.915980 | 1.932600 | 1.917080 | 1.931290 | 1.946970 |
| 1988.07 | 1.951510 | 1.948760 | 1.961450 | 1.943990 | | |

TABLA D-17: DIFERENCIAL DE RENTAS ENTRE ESPAÑA Y FRANCIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | -0.013670 | -0.106730 | -0.025680 | -0.076570 | 0.042720 | -0.013450 |
| 1979.07 | 0.089860 | -0.033240 | -0.021570 | 0.030310 | 0.001830 | -0.111230 |
| 1980.01 | -0.041480 | -0.059030 | -0.045610 | -0.079730 | 0.036790 | -0.022560 |
| 1980.07 | 0.096110 | -0.057990 | 0.044900 | 0.093160 | 0.038360 | -0.056000 |
| 1981.01 | -0.005070 | 0.013060 | 0.025850 | -0.023740 | 0.035470 | 0.001940 |
| 1981.07 | 0.192060 | -0.068190 | 0.010970 | 0.057490 | -0.004740 | -0.052440 |
| 1982.01 | -0.070880 | -0.063510 | 0.034030 | -0.044630 | 0.038370 | -0.007920 |
| 1982.07 | 0.184490 | -0.027590 | 0.088390 | 0.034780 | 0.025850 | -0.029760 |
| 1983.01 | 0.001990 | -0.003820 | 0.048790 | -0.001960 | 0.063300 | 0.035980 |
| 1983.07 | 0.132240 | -0.045460 | 0.066430 | 0.055020 | 0.011260 | -0.015210 |
| 1984.01 | -0.003850 | -0.012340 | 0.001850 | -0.038990 | 0.057160 | 0.011700 |
| 1984.07 | 0.138800 | 0.004680 | 0.028590 | 0.060620 | 0.025150 | -0.053800 |
| 1985.01 | 0.073250 | -0.041020 | -0.011070 | -0.017460 | 0.069120 | -0.008860 |
| 1985.07 | 0.175820 | -0.041770 | 0.061100 | 0.135570 | 0.010750 | -0.020010 |
| 1986.01 | -0.001850 | -0.021530 | -0.026270 | 0.041340 | 0.092580 | 0.060960 |
| 1986.07 | 0.192130 | -0.113690 | 0.085460 | 0.130700 | 0.069490 | 0.039410 |
| 1987.01 | 0.005700 | 0.016380 | 0.045780 | 0.028560 | 0.090150 | 0.080900 |
| 1987.07 | 0.224350 | -0.089610 | 0.121800 | 0.118390 | 0.081420 | 0.046990 |
| 1988.01 | -0.012810 | 0.036810 | 0.088910 | 0.033780 | 0.115330 | 0.074110 |
| 1988.07 | 0.148020 | -0.113970 | 0.088290 | | | |

TABLA D-18: DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERES REALES ESPAÑA - FRANCIA

| | | | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1979.01 | 7.573385 | 7.927855 | 6.999375 | 3.714185 | 12.26908 | 10.52053 |
| 1979.07 | 8.319696 | 5.141160 | 5.665151 | 2.929590 | 2.524160 | 3.764520 |
| 1980.01 | 3.420340 | 1.920890 | 4.156020 | 5.522481 | 6.222439 | 5.501040 |
| 1980.07 | 3.931960 | 4.167710 | 4.049040 | 4.551790 | 5.638081 | 6.863630 |
| 1981.01 | 6.840879 | 5.023790 | 3.160240 | 2.562750 | 1.085400 | -2.780621 |
| 1981.07 | -1.793961 | -0.790560 | -1.475309 | -1.649140 | 0.370389 | 0.621099 |
| 1982.01 | 0.611750 | 0.722170 | -0.429980 | -1.191430 | -0.265520 | 1.696239 |
| 1982.07 | 2.500401 | 1.255950 | 0.973840 | 2.224590 | 3.996050 | 4.116340 |
| 1983.01 | 4.085469 | 4.151100 | 3.752670 | 5.718560 | 8.742430 | 8.380300 |
| 1983.07 | 10.04525 | 10.91207 | 9.739759 | 9.544410 | 8.303650 | 6.658480 |
| 1984.01 | 6.113460 | 6.321790 | 4.648029 | 4.010510 | 3.660450 | 2.367290 |
| 1984.07 | 2.341340 | 2.298670 | 1.902841 | 1.900600 | 2.097900 | 1.494830 |
| 1985.01 | 1.586940 | 1.198251 | 1.100780 | 1.996200 | 2.602270 | 3.905500 |
| 1985.07 | 3.998139 | 2.099570 | 1.390040 | 0.299260 | 1.293588 | -0.902591 |
| 1986.01 | -2.127760 | -4.008329 | -1.500670 | 4.001640 | 4.500384 | 4.593668 |
| 1986.07 | 5.290856 | 4.998154 | 4.193457 | 3.098394 | 3.503744 | 2.997173 |
| 1987.01 | 2.901604 | 3.896815 | 6.295238 | 8.803950 | 11.82080 | 10.08411 |
| 1987.07 | 9.592001 | 8.702877 | 8.791296 | 7.596559 | 5.403597 | 4.796723 |
| 1988.01 | 4.395518 | 4.398904 | 2.995791 | 2.708498 | 3.202344 | 2.999592 |
| 1988.07 | 3.390697 | 2.993073 | 3.192576 | | | |

APENDICE E

***Tests de Eficiencia Aplicados
a los Tipos de Cambio Diarios***

APENDICE E: TESTS DE EFICIENCIA APLICADOS A LOS TIPOS DE CAMBIO DIARIOS

E-1 RESULTADOS DE LOS TESTS

E-1-1 RESULTADOS DE LOS TESTS CLASICOS

| TABLA E-1: TEST DE BOX-LJUNG | | | |
|--|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO |
| Q* (12) | 13.1 | 15.1 | 10.8 |
| Q* (24) | 19.5 | 23.4 | 21.7 |
| T | 283 | 283 | 283 |
| $X^2_{12}(.95) = 21.026$; $X^2_{12}(.95) = 26.217$ $X^2_{24}(.95) = 36.415$; $X^2_{24}(.99) = 42.980$ | | | |

| TABLA E-2: TEST DE WHITTLE | | | | |
|----------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------------|
| ARMA | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | x^2_{p+q} |
| (1,0) | 1.2714 | 1.2607 | 2.7175 | 3.841 |
| (2,0) | 1.9976 | 8.1627 | 5.1152 | 5.991 |
| (3,0) | 5.0551 | 12.0283 | 25.5968 | 7.815 |
| (4,0) | 10.1855 | 12.5846 | 27.9878 | 9.488 |
| (0,1) | 0.9325 | 1.1102 | 0.0109 | 3.841 |
| (0,2) | 1.3279 | 1.1320 | 0.4226 | 5.991 |
| (0,3) | 3.2984 | 1.6525 | 0.9283 | 7.815 |
| (0,4) | 3.8132 | 2.7727 | 1.0258 | 9.488 |
| (1,1) | 4.9321 | 6.8120 | 21.5863 | 5.991 |
| (2,1) | 2.8555 | 11.0284 | 11.0201 | 7.815 |
| (1,2) | 2.6787 | 7.2634 | 11.0466 | 7.815 |

TABLA E-3: TEST DE HARVEY Y %RMSE

| ARMA | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | |
|-------|--------------------------------|-------|--------------------------------|-------|---------------------------------|-------|
| | $\mu(1)$ | %RMSE | $\mu(1)$ | %RMSE | $\mu(1)$ | %RMSE |
| RW | 14.054 | .6872 | 9.712 | .1852 | 10.939 | .2025 |
| (1,0) | 13.661 | .6774 | 9.835 | .1863 | 10.965 | .2021 |
| (2,0) | 13.633 | .6770 | 9.956 | .1854 | 11.036 | .2022 |
| (3,0) | 13.577 | .6731 | 10.044 | .1852 | 11.710 | .2007 |
| (4,0) | 14.804 | .6975 | 10.177 | .1866 | 12.038 | .2028 |
| (0,1) | 13.740 | .6785 | 9.873 | .1864 | 10.955 | .2026 |
| (0,2) | 13.783 | .6791 | 9.870 | .1865 | 11.071 | .2035 |
| (0,3) | 13.753 | .6759 | 9.930 | .1867 | 11.134 | .2039 |
| (0,4) | 14.580 | .6957 | 10.205 | .1889 | 11.210 | .2046 |
| (1,1) | 13.279 | .6635 | 10.012 | .1861 | 11.077 | .2000 |
| (2,1) | 13.500 | .6728 | 10.622 | .1851 | 11.082 | .2001 |
| (1,2) | 13.608 | .6743 | 10.016 | .1860 | 11.104 | .2003 |

TABLA E-4: TEST DE AKAIKE Y SCHWARZ

| ARMA | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | |
|-------|--------------------------------|--------|--------------------------------|---------|---------------------------------|---------|
| | AIC | S(p,q) | AIC | S(p,q) | AIC | S(p,q) |
| RW | -183.5 | -183.5 | -1127.8 | -1127.8 | -1801.7 | -1801.7 |
| (1,0) | -182.8 | -179.2 | -1127.1 | -1123.5 | -1802.4 | -1798.8 |
| (2,0) | -181.6 | -174.3 | -1132.2 | -1124.9 | -1802.9 | -1795.6 |
| (3,0) | -182.7 | -171.8 | -1134.3 | -1123.3 | -1822.8 | -1811.9 |
| (4,0) | -186.1 | -171.5 | -1132.9 | -1118.3 | -1823.6 | -1809.0 |
| (0,1) | -182.5 | -178.8 | -1126.9 | -1123.3 | -1799.7 | -1796.0 |
| (0,2) | -180.9 | -173.6 | -1125.0 | -1117.7 | -1798.1 | -1790.8 |
| (0,3) | -180.9 | -170.0 | -1123.5 | -1112.6 | -1796.6 | -1785.7 |
| (0,4) | -179.4 | -164.9 | -1122.7 | -1108.1 | -1794.7 | -1780.2 |
| (1,1) | -183.9 | -177.3 | -1130.8 | -1123.5 | -1820.3 | -1813.0 |
| (2,1) | -180.4 | -169.5 | -1133.2 | -1122.3 | -1807.0 | -1796.1 |
| (1,2) | -180.3 | -169.3 | -1129.3 | -1118.4 | -1807.1 | -1796.1 |

TEST DE DICKEY-FULLER

Tipo de cambio Peseta/dólar: $\Phi_3 = 5.5402 \cdot 10^{-3}$

Tipo de cambio Peseta/marco: $\Phi_3 = 9.2670$

Tipo de cambio peseta/franco: $\Phi_3 = 14.2494$

| TABLA E-5: TEST DE SAVIN - EVANS | | | |
|----------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO |
| τ_{H0} | 1.6044 | 4.7504 | 2.1603 |
| α | 1.1546 | 0.6376 | 0.0875 |
| β | 0.9900 | 0.9903 | 0.9955 |

Regresión: $S_t = \alpha + \beta S_{t-1} + a_t$

$$\tau_{H0} = \frac{\delta}{\sigma_a}$$
TEST DE NANKERVIS - EVANS

Tipo de cambio Peseta/dólar: $t = -1.163$

Tipo de cambio peseta/marco: $t = -0.9022$

tipo de cambio Peseta/franco: $t = -0.4767$

Región de aceptación al 95% para $T = 100$: $(-2.28, 1.80)$

Región de aceptación al 99% para $T = 100$: $(-2.59, 1.32)$

E-1-2 RESULTADOS DE LOS TESTS BAYESIANOSIntervalos HPD

Tipo de cambio Peseta/dólar: $(0.9732 < \beta < 1.007)$

Tipo de cambio Peseta/marco: $(0.9694 < \beta < 1.011)$

Tipo de cambio Peseta/franco: $(0.9768 < \beta < 1.014)$

TABLA E-6: POR CON A PRIORI DIFUSA

| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO |
|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| $\pi_0 = .1$ $\pi_1 = .9$ | 1.1840 | 2.1908 | 1.7401 |
| $\pi_0 = .2$ $\pi_1 = .8$ | 2.6640 | 4.9292 | 3.9157 |
| $\pi_0 = .3$ $\pi_1 = .7$ | 4.5668 | 8.4501 | 6.7127 |
| $\pi_0 = .4$ $\pi_1 = .6$ | 7.1040 | 13.1447 | 10.4420 |
| $\pi_0 = .5$ $\pi_1 = .5$ | 10.6560 | 19.7170 | 15.6630 |
| $\pi_0 = .6$ $\pi_1 = .4$ | 15.9840 | 29.5750 | 23.4945 |
| $\pi_0 = .7$ $\pi_1 = .3$ | 24.8641 | 46.0063 | 36.5472 |
| $\pi_0 = .8$ $\pi_1 = .2$ | 42.6241 | 78.8680 | 62.6521 |
| $\pi_0 = .9$ $\pi_1 = .1$ | 95.9040 | 177.4531 | 140.9670 |

E-2 RESULTADOS DE LOS MODELOS ESTIMADOS

*** Tipo de cambio peseta/dólar**

$$1) (1-B)S_t = -.0029 + a_t \\ (.0432)$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .14326.10^3$$

$$2) S_t = 1.2159 + 5.44.10^{-5}t + .9894S_{t-1} + a_t \\ (1.2930) \quad (.0007) \quad (.0117)$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .1455186.10^3$$

$$3) S_t = 1.1546 + .9900S_{t-1} + a_t \\ (.9958) \quad (.0086)$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .1455215.10^3$$

$$4) (1-B)S_t = 1.1546 - .0099S_{t-1} + a_t \\ (.9958) \quad (.0086)$$

$$T = 281; R^2 = .0048; RSS = .1455215.10^3$$

5) ARIMA(1,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0042 - .0600(1-B)S_{t-1} + a_t \\ (.0432) \quad (.0598)$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .145566.10^3$$

6) ARIMA(2,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0028 - .0567(1-B)S_{t-1} + .0423(1-B)S_{t-2} + a_t \\ (.0433) \quad (.0600) \quad (.0602)$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .145183.10^3$$

7) ARIMA(3,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{matrix} -.0002 & - & .0553(1-B)S_{t-1} & + & .0399(1-B)S_{t-2} \\ (.0433) & & (.0598) & & (.0601) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} - & .0804(1-B)S_{t-3} & + & a_t \\ & (.0600) & & \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .143571.10^3$$

8) ARIMA(4,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{matrix} -.0053 & - & .0682(1-B)S_{t-1} & + & .0377(1-B)S_{t-2} \\ (.0430) & & (.0597) & & (.0597) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} - & .0786(1-B)S_{t-3} & - & .0479(1-B)S_{t-4} & + & a_t \\ & (.0597) & & (.0598) & & \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .140853.10^3$$

9) ARIMA(0,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{matrix} -.0028 & + & a_t & - & .0560a_{t-1} \\ (.0409) & & & & (.0597) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .145743.10^3$$

10) ARIMA(0,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{matrix} -.0028 & + & a_t & - & .0508a_{t-1} & + & .0413a_{t-2} \\ (.0429) & & & & (.0597) & & (.0599) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .145534.10^3$$

11) ARIMA(0,1,3) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{matrix} -.0026 & + & a_t & - & .0621a_{t-1} & + & .0404a_{t-2} \\ (.0387) & & & & (.0592) & & (.0599) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} - & .0807a_{t-3} \\ & (.0595) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .144495.10^3$$

12) ARIMA(0,1,4) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{array}{r} -.0022 + a_t - .0595a_{t-1} + .0449a_{t-2} \\ (.0370) \quad (.0598) \quad (.0598) \\ \\ -.0794a_{t-3} - .0410a_{t-4} \\ (.0596) \quad (.0594) \end{array}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .144217.10^3$$

13) ARIMA(1,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{array}{r} -.0069 - .9260(1-B)S_{t-1} + a_t - .8952a_{t-1} \\ (.0813) \quad (.0788) \quad (.0908) \end{array}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .143645.10^3$$

14) ARIMA(2,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{array}{r} -.0054 - .4984(1-B)S_{t-1} + .0253(1-B)S_{t-2} \\ (.0662) \quad (.4324) \quad (.0716) \\ \\ + a_t + .5455a_{t-1} \\ (.4300) \end{array}$$

$$T = 281; R^2 = .979; RSS = .144782.10^3$$

15) ARIMA(1,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = \begin{array}{r} -.0057 - .5982(1-B)S_{t-1} + a_t + .5440a_{t-1} \\ (.0673) \quad (.4265) \quad (.4288) \\ \\ + .0244a_{t-2} \\ (.0699) \end{array}$$

$$T = 281; R^2 = .980; RSS = .144821.10^3$$

* Tipo de cambio peseta/marco

$$1) (1-B)S_t = \begin{array}{r} -.0055 + a_t \\ (.0080) \end{array}$$

$$T = 281; R^2 = .968; RSS = 5.07705$$

$$2) S_t = 3.7039 - .00051t + .9454S_{t-1} + a_t$$

$$(1.2295) \quad (.0002) \quad (.0181)$$

$$T = 281; R^2 = .970; RSS = 4.898922$$

$$3) S_t = 0.6376 + .9903S_{t-1} + a_t$$

$$(.7128) \quad (.01069)$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 5.062226$$

$$4) (1-B)S_t = 0.6376 - .0096S_{t-1} + a_t$$

$$(.7128) \quad (.0107)$$

$$T = 281; R^2 = .0029; RSS = 5.062226$$

5) ARIMA(1,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0059 - .0640(1-B)S_{t-1} + a_t$$

$$(.0081) \quad (.0605)$$

$$T = 281; R^2 = .968; RSS = 5.05419$$

6) ARIMA(2,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0072 - .0675(1-B)S_{t-1} + .0003(1-B)S_{t-2} + a_t$$

$$(.0080) \quad (.0600) \quad (.0600)$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.92851$$

7) ARIMA(3,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0080 - .0857(1-B)S_{t-1} + .0006(1-B)S_{t-2}$$

$$(.0080) \quad (.0604) \quad (.0598)$$

$$+ .0427(1-B)S_{t-3} + a_t$$

$$(.0596)$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.85738$$

8) ARIMA(4,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0083 - .0850(1-B)S_{t-1} - .0020(1-B)S_{t-2} \\
\begin{matrix} (.0080) & (.0609) & & (.0607) \end{matrix} \\
+ .0395(1-B)S_{t-3} - .0465(1-B)S_{t-4} + a_t \\
\begin{matrix} (.0598) & & (.0598) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.84636$$

9) ARIMA(0,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0054 + a_t - .0631a_{t-1} \\
\begin{matrix} (.0075) & & (.0602) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 5.05692$$

10) ARIMA(0,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0054 + a_t - .0644a_{t-1} + .0188a_{t-2} \\
\begin{matrix} (.0076) & (.0604) & (.0596) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 5.05645$$

11) ARIMA(0,1,3) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0053 + a_t - .0587a_{t-1} + .0199a_{t-2} \\
\begin{matrix} (.0081) & (.0604) & (.0597) \end{matrix} \\
- .05007a_{t-3} \\
\begin{matrix} (.0592) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 5.04687$$

12) ARIMA(0,1,4) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0054 + a_t - .0758a_{t-1} + .0038a_{t-2} \\
\begin{matrix} (.0072) & (.0603) & (.0597) \end{matrix} \\
+ .0502a_{t-3} - .0684a_{t-4} \\
\begin{matrix} (.0594) & (.0590) \end{matrix}$$

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 5.02623$$

13) ARIMA(1,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = - .0024 - .6848(1-B)S_{t-1} + a_t - .7640a_{t-1}$$

(.0022) (.1637) (.1497)

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.95309$$

14) ARIMA(2,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = - .0046 + .3881(1-B)S_{t-1} + .0252(1-B)S_{t-2}$$

(.0044) (.2361) (.0620)

$$+ a_t - .4732a_{t-1}$$

(.2365)

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.87564$$

15) ARIMA(1,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = - .0022 + .7149(1-B)S_{t-1} + a_t - .8019a_{t-1}$$

(.0021) (.1728) (.1823)

$$+ .0386a_{t-2}$$

(.0667)

$$T = 281; R^2 = .969; RSS = 4.9444$$

* Tipo de cambio peseta/franco

$$1) (1-B)S_t = -.0016 + a_t$$

(.0024)

$$T = 281; R^2 = .975; RSS = .461495$$

$$2) S_t = 1.1589 - .0002t + .9424S_{t-1} + a_t$$

(0.3380) (5.35.10⁻⁵) (.0169)

$$T = 281; R^2 = .976; RSS = .438635$$

$$3) S_t = 0.0875 + .9955S_{t-1} + a_t$$

(.1870) (.0095)

$$T = 281; R^2 = .975; RSS = .461118$$

$$4) (1-B)S_t = 0.0875 - .0045S_{t-1} + a_t$$

$$(.1070) (.0095)$$

$$T = 281; R^2 = .0008; RSS = .461118$$

5) ARIMA(1,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0019 - .0070(1-B)S_{t-1} + a_t$$

$$(.0024) (.0605)$$

$$T = 281; R^2 = .975; RSS = .457016$$

6) ARIMA(2,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0021 - .0150(1-B)S_{t-1} + .0381(1-B)S_{t-2} + a_t$$

$$(.0024) (.0606) (.0604)$$

$$T = 281; R^2 = .975; RSS = .457016$$

7) ARIMA(3,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0028 - .0375(1-B)S_{t-1} + .0108(1-B)S_{t-2}$$

$$(.0023) (.0587) (.0585)$$

$$- .0419(1-B)S_{t-3} + a_t$$

$$(.0583)$$

$$T = 281; R^2 = .977; RSS = .419003$$

8) ARIMA(4,1,0) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0026 - .0128(1-B)S_{t-1} + .0204(1-B)S_{t-2}$$

$$(.0023) (.0609) (.0586)$$

$$- .0333(1-B)S_{t-3} - .0296(1-B)S_{t-4} + a_t$$

$$(.0583) (.0582)$$

$$T = 281; R^2 = .977; RSS = .414866$$

9) ARIMA(0,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = -.0016 + a_t - .0070a_{t-1}$$

$$(.0024) (.0603)$$

$$T = 281; R^2 = .977; RSS = .461474$$

10) ARIMA(0,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = \underset{(.0025)}{-.0016} + a_t - \underset{(.0605)}{.0035}a_{t-1} + \underset{(.0601)}{.0411}a_{t-2}$$

$$T = 281; R^2 = .975; \text{RSS} = .460796$$

11) ARIMA(0,1,3) + θ_0

$$(1-B)S_t = \underset{(.0024)}{-.0017} + a_t - \underset{(.0604)}{.0087}a_{t-1} + \underset{(.0602)}{.0321}a_{t-2} \\ - \underset{(.0579)}{.0491}a_{t-3}$$

$$T = 281; R^2 = .975; \text{RSS} = .459954$$

12) ARIMA(0,1,4) + θ_0

$$(1-B)S_t = \underset{(.0023)}{-.0017} + a_t - \underset{(.0605)}{.0096}a_{t-1} + \underset{(.0603)}{.0308}a_{t-2} \\ - \underset{(.0588)}{.0456}a_{t-3} - \underset{(.0579)}{.0191}a_{t-4}$$

$$T = 281; R^2 = .975; \text{RSS} = .459786$$

13) ARIMA(1,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = \underset{(.0007)}{-.0008} + \underset{(.1332)}{.7070}(1-B)S_{t-1} + a_t - \underset{(.1301)}{.7427}a_{t-1}$$

$$T = 281; R^2 = .976; \text{RSS} = .443201$$

14) ARIMA(2,1,1) + θ_0

$$(1-B)S_t = \underset{(.0014)}{-.0011} + \underset{(.1885)}{.5997}(1-B)S_{t-1} - \underset{(.0597)}{.0006}(1-B)S_{t-2} \\ + a_t - \underset{(.1825)}{.6431}a_{t-1}$$

$$T = 281; R^2 = .976; \text{RSS} = 4.441680$$

15) ARIMA(1,1,2) + θ_0

$$(1-B)S_t = - .0008 + .7104(1-B)S_{t-1} + a_t - .7511a_{t-1} \\ (.0007) (.1345) \qquad \qquad \qquad (.1470) \\ - .0067a_{t-2} \\ (.0627)$$

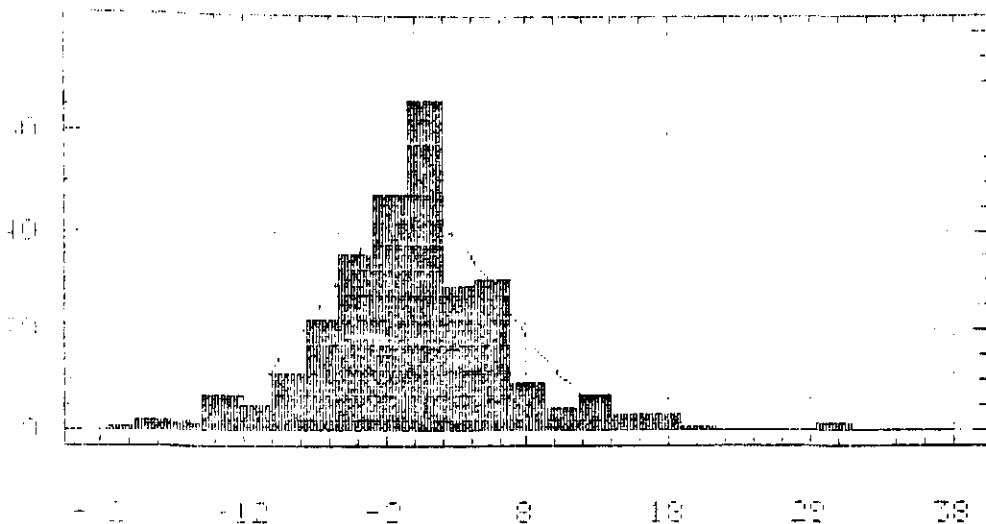
$$T = 281; R^2 = .976; RSS = .443157$$

APENDICE F

Histogramas de las Variables Originales y de los Residuos de los Modelos. Funciones de Correlación Cruzada entre los Tipos de Cambio y los Diferenciales de Tipos de Interés

Gráfico F-1: Histograma Tipo 1 (1921)

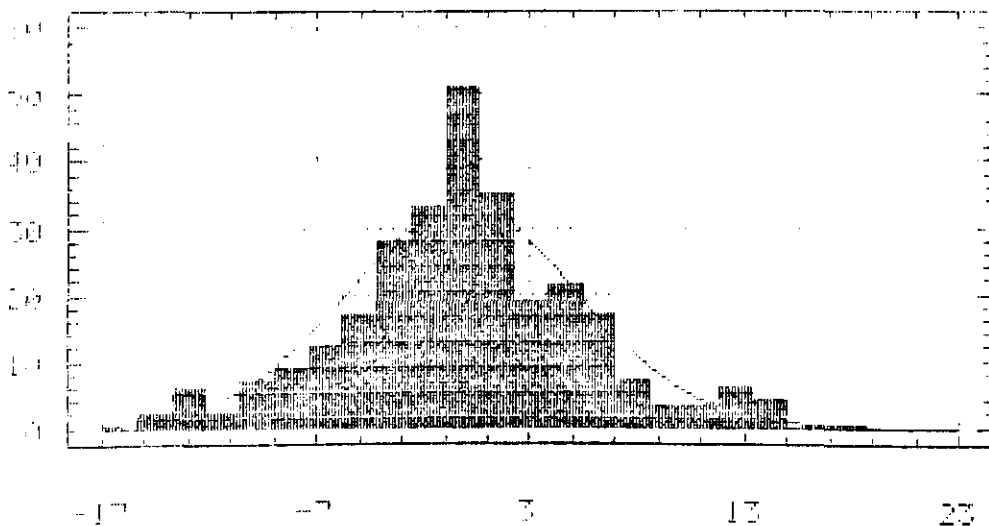
Resets dolar INTERVENIDO



(X 1E-3)

Gráfico F-2: Histograma Tipo 1 (Combo)

Resets dolar INTERVENIDO



(X 1E-3)

Gráfico E-3: Histograma Tipo de Cambio

Pesets mercado INTERMEDIAR

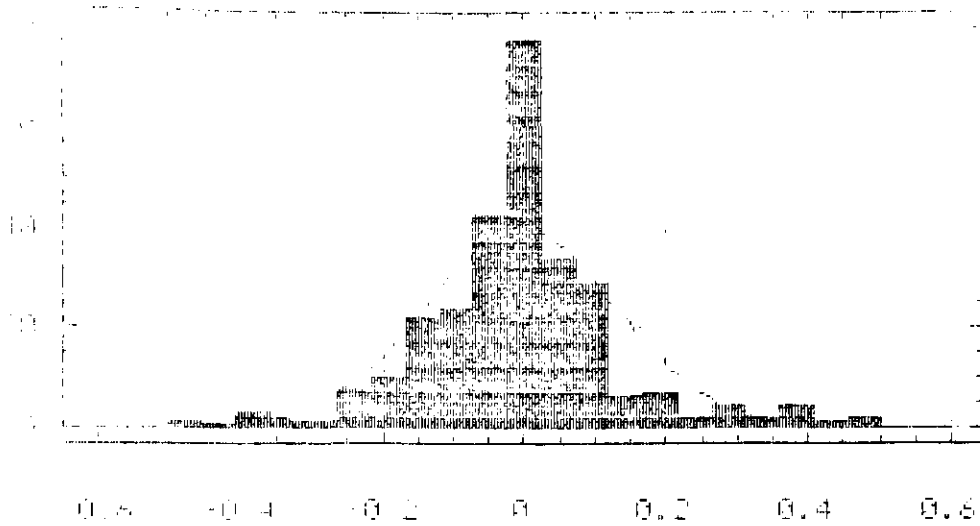


Gráfico E-4: Histograma Tipo de Cambio

Pesets mercado INTERMEDIAR

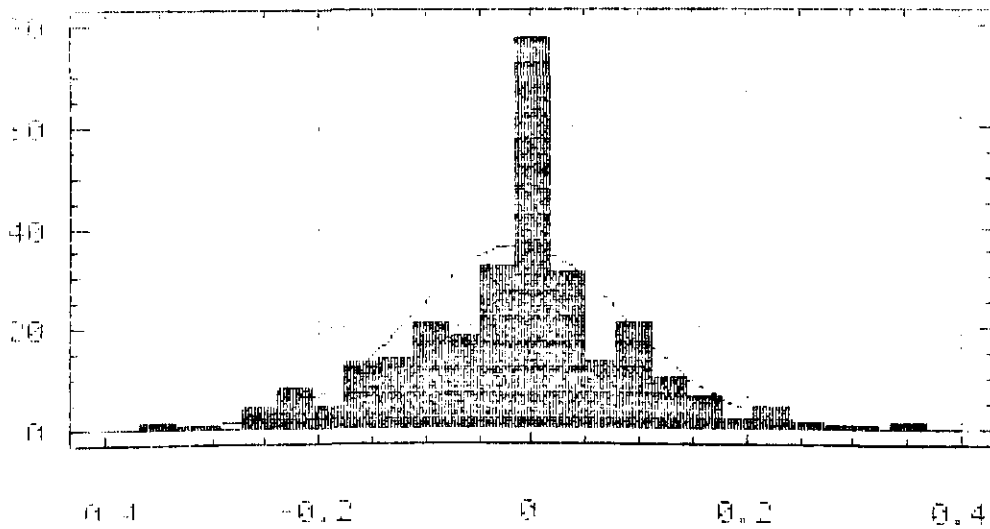


Grafico E-3: Histograma Tipo de Cambio

Reseta franco INTERVENI00

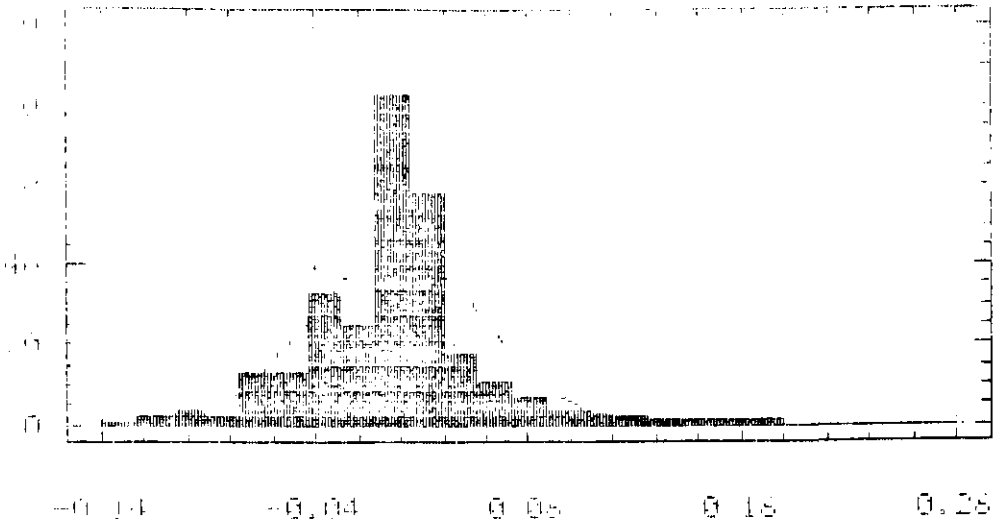


Grafico E-3t: Histograma Tipo de Cambio

Reseta franco INTERVENI00

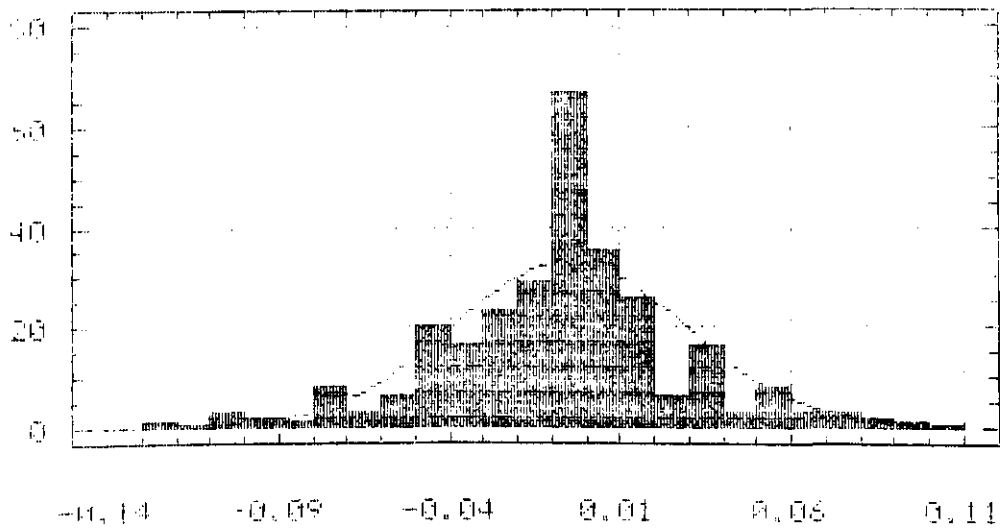


Grafico F-7: Tipo de cambio peseta dolar Residuos
Modelo (D-1)

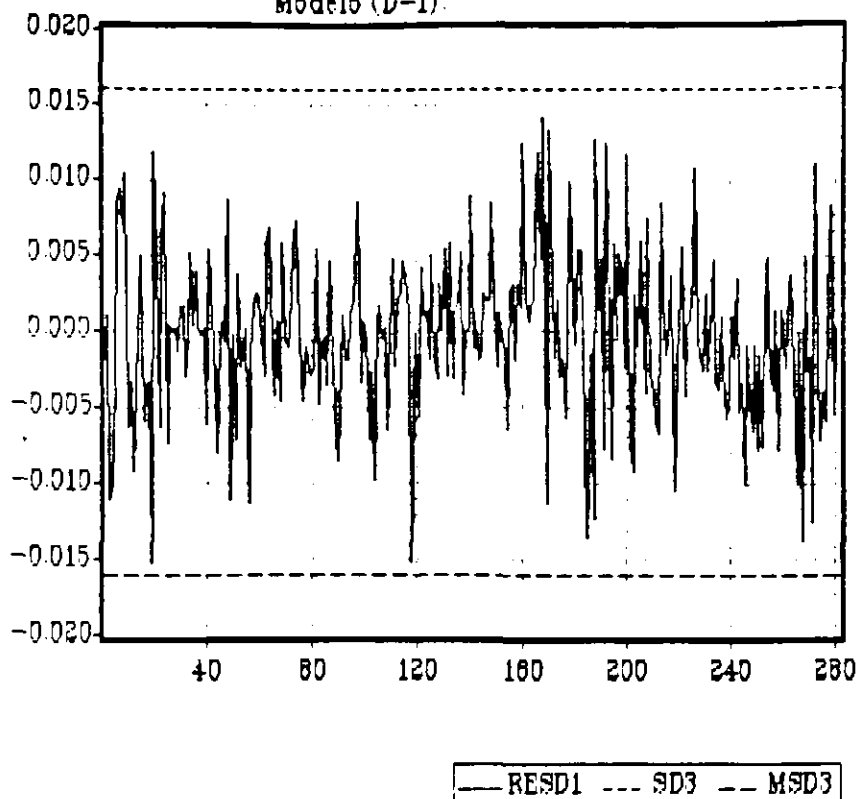


Grafico F-8: Tipo de cambio Peseta dolar

Histograma Residuos Modelo (D-1)

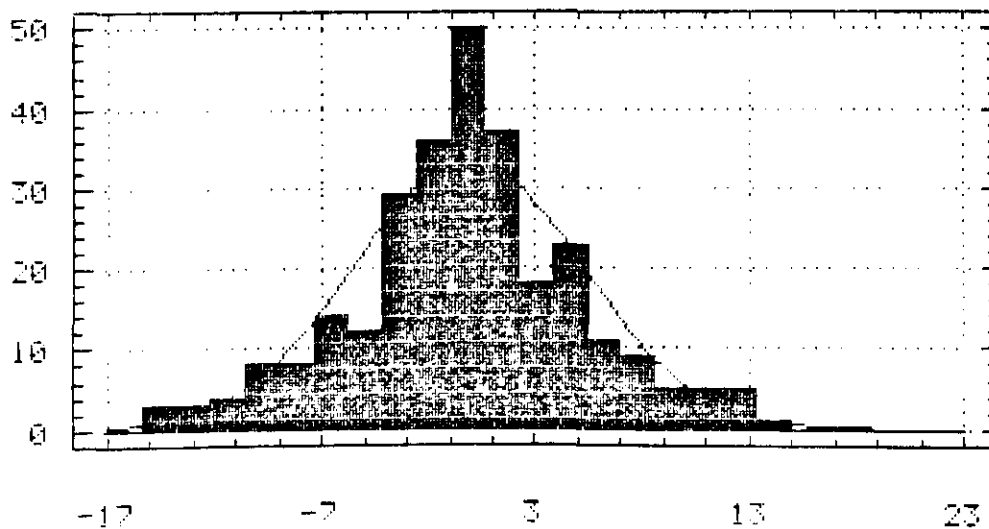


TABLA P-1: Tipo de cambio peseta/dólar: datos de los residuos del modelo (D-1)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| -0.001600 | 0.001118 | -0.011068 | -0.010391 | -0.003581 |
| 0.008546 | 0.009392 | 0.007147 | 0.010323 | -0.006324 |
| -0.003368 | -0.009109 | -0.003916 | 0.000102 | 0.005095 |
| -0.005804 | -0.003791 | -0.003317 | -0.015206 | 0.011954 |
| 0.004952 | -0.006291 | 0.006055 | 0.009224 | -0.007383 |
| 0.000338 | -3.20E-05 | 0.000112 | -0.001254 | 0.001723 |
| 0.001631 | -0.002833 | -0.000550 | 0.005306 | 0.000476 |
| 0.004054 | 0.000186 | -0.000166 | 0.000285 | -0.006102 |
| 0.005356 | 0.000398 | -0.000353 | -0.007978 | -0.000535 |
| 0.000609 | -0.000523 | 0.008747 | -0.011092 | -0.000298 |
| -0.007038 | 0.003781 | -0.002302 | -0.000542 | 0.000202 |
| -0.011229 | -0.001495 | 0.001970 | 0.002527 | 0.002023 |
| -0.000267 | -0.002815 | 0.005661 | 0.006898 | -0.001139 |
| -0.004063 | 0.000537 | -0.004643 | 0.005745 | -0.000577 |
| -0.000995 | -4.60E-05 | 0.005405 | 0.007198 | 0.003496 |
| -0.003264 | -0.004661 | -0.001058 | -0.002809 | -0.002842 |
| -0.002533 | 0.005374 | -0.004857 | -0.000874 | -0.000507 |
| -0.003457 | 0.004685 | -0.001998 | -0.005398 | -0.000849 |
| -0.002292 | 0.001094 | -0.001835 | -0.001834 | 0.001127 |
| 0.002135 | 0.006259 | 0.008560 | -0.003278 | 0.000665 |
| -3.20E-05 | -0.007125 | -0.002791 | -0.009862 | 0.000821 |
| 0.001704 | -0.000339 | 0.000301 | -0.006479 | -4.70E-05 |
| 0.004816 | -0.002248 | 0.002157 | 0.002418 | 0.004523 |
| 0.003620 | 0.001293 | -0.015135 | -0.004283 | -0.000134 |
| -0.005546 | 0.004253 | 0.000960 | 0.001250 | -0.001907 |
| 0.005065 | -0.001937 | -0.003200 | 0.003034 | 1.10E-05 |
| 0.005400 | -0.002986 | 0.005828 | -0.003154 | 0.001346 |
| 0.001902 | 0.005213 | -0.004207 | -0.000132 | 6.40E-05 |
| 0.008911 | -0.000969 | 0.000557 | -0.001942 | -0.001099 |
| 0.002489 | 0.002133 | 0.002082 | 0.008476 | 0.001648 |
| -0.002294 | 0.001165 | -0.000624 | -0.001291 | -0.006397 |
| 0.002719 | 0.003154 | -0.001958 | 0.003028 | 0.001575 |
| 0.012569 | 0.002012 | 0.000562 | 0.001576 | 0.001993 |
| 0.006740 | 0.011786 | 0.004696 | 0.014254 | -0.011198 |
| 0.013331 | 0.007962 | -0.001598 | 0.002160 | -0.002872 |
| -0.001791 | -0.005582 | 0.001120 | 0.009708 | 0.001257 |
| -0.000887 | 0.005373 | 0.005376 | -0.000784 | -0.013540 |
| -0.009882 | -0.001376 | -0.012278 | 0.012639 | 0.001437 |
| 0.004745 | -0.007637 | 0.012398 | 0.000102 | -0.008307 |
| 0.005852 | -0.000372 | 0.005214 | 0.003881 | -0.002219 |
| 0.011680 | -0.007426 | -0.009097 | 0.002540 | -0.000898 |
| 0.005948 | 0.001854 | -0.004051 | 0.007578 | -0.002699 |
| -0.003925 | -0.005982 | -0.006607 | 0.008500 | 0.002209 |
| -0.001396 | 0.000707 | 0.003728 | -0.010324 | -0.001625 |
| 0.000230 | 0.005706 | -0.004241 | 0.000518 | 0.000842 |
| 0.003763 | 0.010929 | -0.000434 | -0.001671 | -0.002561 |
| 0.002433 | -0.002400 | -2.70E-05 | 0.004734 | -0.003384 |
| -0.003816 | 0.001142 | -0.002537 | -0.005638 | -0.003930 |
| 0.000986 | -0.001596 | 0.003476 | -0.005118 | -0.003310 |
| -0.009995 | -0.000784 | -0.004185 | -0.006413 | -0.000760 |
| -0.007700 | -0.001490 | -0.007440 | 0.000581 | 0.004849 |
| -0.003004 | -0.003820 | 0.001430 | -0.007672 | 0.001370 |
| 0.000458 | -0.002372 | 0.003089 | 0.003803 | -0.002443 |
| -0.009698 | -9.70E-05 | -0.013851 | 0.004935 | -0.002493 |
| -0.001731 | -0.012601 | 0.010945 | -0.002099 | -0.007162 |
| -0.004010 | -0.005811 | 0.002265 | 0.008331 | -0.005349 |
| 0.000160 | | | | |

Grafico F-8: Tipo de cambio peseta/marco. Residuos
Modelo (D-2).

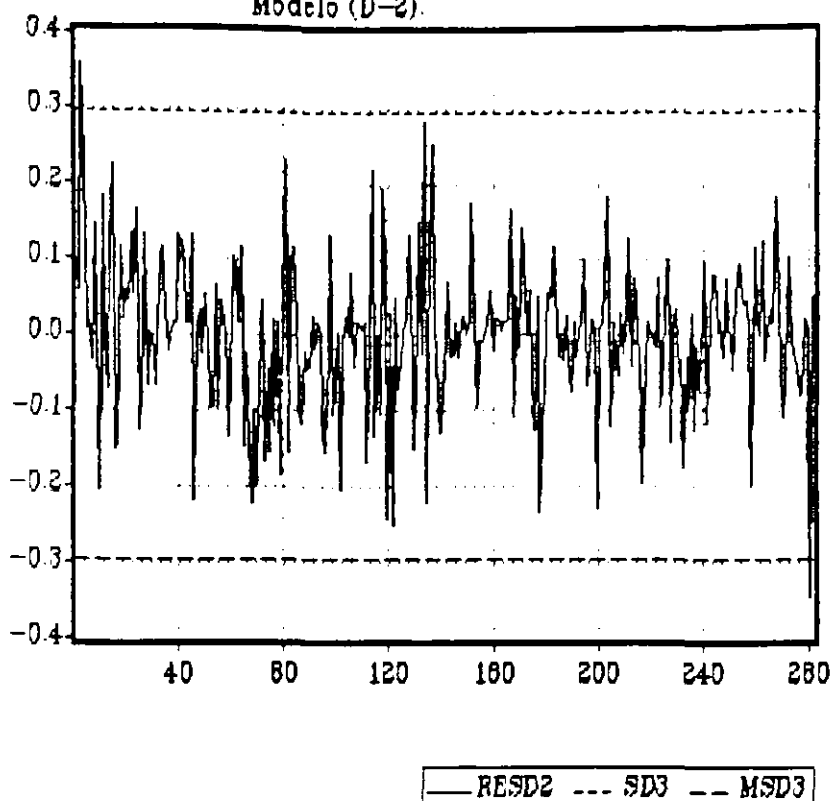


Grafico F-10: Tipo de cambio Peseta/marco

Histograma Residuos Modelo (D-2).

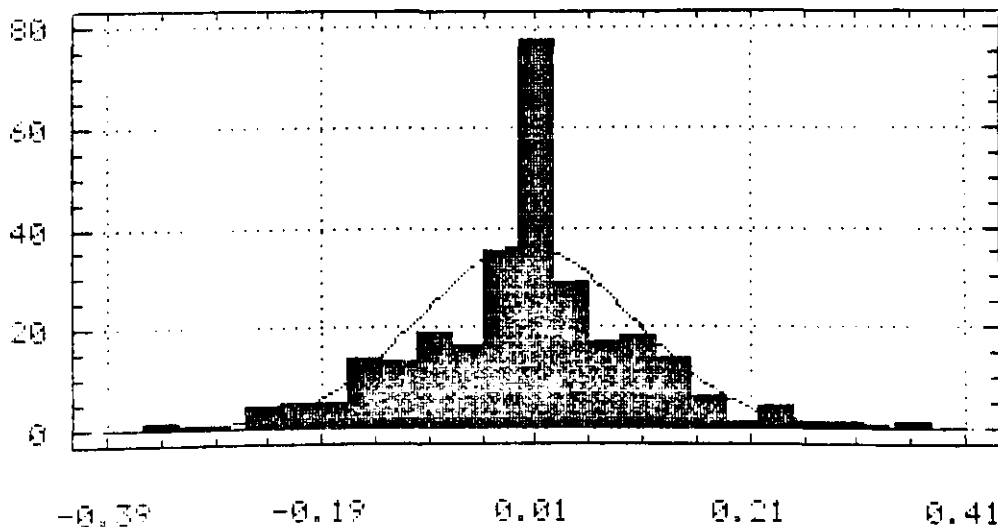


TABLA P-2: Tipo de cambio peseta/marco: datos de los residuos del modelo (D-2)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0.094966 | 0.059963 | 0.359966 | 0.229976 | 0.009952 |
| 0.014964 | -0.035039 | 0.144969 | 0.004962 | -0.205037 |
| 0.184963 | -0.010029 | -0.070035 | 0.124957 | 0.224971 |
| -0.150036 | -0.140034 | 0.114963 | 0.019962 | 0.059963 |
| 0.044963 | 0.134967 | 0.054965 | 0.164966 | -0.125035 |
| -0.085034 | 0.134960 | -0.065037 | 0.004970 | -2.008-06 |
| -0.065037 | 0.014964 | 0.104968 | 0.114963 | 0.034961 |
| -0.020032 | -3.508-05 | 0.014964 | 0.014964 | 0.134967 |
| 0.124957 | 0.094966 | 0.014964 | 0.014964 | 0.134967 |
| -0.215039 | 0.014964 | 0.034969 | -0.025036 | 0.054965 |
| -0.005040 | -0.095036 | -0.095036 | 0.064967 | -0.095036 |
| 0.044963 | 0.034969 | 0.004962 | -0.135037 | -0.045033 |
| 0.104961 | 0.084964 | 0.014964 | 0.114971 | -0.145039 |
| -0.025036 | -0.145032 | -0.220036 | -0.100041 | -0.195035 |
| 0.014964 | 0.045004 | -0.165036 | -0.045007 | -0.155034 |
| 0.019969 | -0.120038 | 0.014964 | -0.185040 | 0.044971 |
| 0.234958 | -0.155034 | 0.084964 | 0.114963 | 0.014964 |
| -0.095029 | -0.115040 | -0.020032 | -0.045026 | -0.040051 |
| 0.024967 | -0.015034 | 0.014964 | -2.008-06 | -0.110036 |
| -0.155041 | -0.025029 | 0.134960 | -0.105031 | -0.075040 |
| 0.004962 | -0.205029 | -0.010037 | 0.024959 | -3.508-05 |
| 0.084964 | -0.040036 | 0.014964 | 0.014964 | 0.009967 |
| 0.014964 | -0.165036 | -2.008-06 | 0.219966 | -0.135037 |
| -2.008-06 | -0.105038 | 0.194965 | 0.109966 | -0.240033 |
| 0.029964 | -0.250035 | 0.049960 | -0.070035 | -0.035039 |
| 0.009967 | 0.024967 | 0.134975 | 0.049953 | -0.150036 |
| 0.014964 | 0.149967 | -0.025036 | 0.284961 | -0.220021 |
| 0.119953 | 0.254962 | 0.014964 | -0.080022 | -0.130047 |
| -0.080037 | -0.005032 | 0.069965 | -0.030026 | -0.025052 |
| 0.014964 | -0.030034 | 0.019969 | 0.024959 | 0.004970 |
| 0.014964 | 0.174960 | 0.014964 | -0.095036 | -0.010037 |
| -0.010029 | 0.004962 | 0.014964 | 0.059963 | -0.020032 |
| 0.019962 | 0.019962 | 0.004970 | 0.014964 | 0.014964 |
| 0.019962 | 0.164966 | -0.110036 | 0.049960 | -0.015034 |
| 0.139964 | 0.104968 | -2.008-06 | 0.059978 | -0.065045 |
| -0.125043 | 0.049968 | -0.235036 | -0.140034 | 0.009960 |
| 0.054965 | 0.049968 | 0.114963 | 0.059963 | -0.030034 |
| -3.508-05 | -0.035039 | 0.024967 | -0.035039 | -0.075032 |
| 0.014964 | -0.030034 | -2.008-06 | 0.039966 | 0.099964 |
| -0.065037 | -0.015034 | 0.019962 | 0.009967 | -0.230038 |
| 0.009967 | 0.014964 | 0.124965 | 0.184963 | -0.120038 |
| 0.014964 | -0.035031 | -0.055035 | 0.029964 | -0.025036 |
| 0.034961 | 0.129970 | -0.040002 | 0.074962 | 0.039999 |
| -0.035031 | -0.195035 | -0.095036 | 0.017504 | 0.004955 |
| -0.005040 | -0.017507 | 0.074962 | -0.095036 | -0.030034 |
| 0.079967 | 0.099964 | -0.140034 | 0.009967 | 0.034961 |
| -0.055035 | -0.035039 | -0.175030 | -0.030041 | -0.100033 |
| 0.029964 | -0.125035 | -0.015034 | -0.075040 | 0.029971 |
| 0.094959 | -0.115033 | 0.019962 | 0.079967 | 0.079967 |
| 0.004962 | 0.014964 | -0.030034 | 0.074962 | 0.009967 |
| -2.008-06 | -0.045033 | 0.054965 | 0.094966 | 0.069965 |
| 0.039958 | 0.044971 | -2.008-06 | -0.195035 | 0.114963 |
| 0.014964 | -2.008-06 | 0.124965 | -0.035031 | 0.009960 |
| 0.034969 | 0.014964 | 0.184963 | 0.049960 | -0.060033 |
| -0.110036 | -0.050038 | 0.104968 | -0.010037 | -0.025036 |
| -0.040036 | -0.080037 | -0.075032 | 0.019962 | 0.004970 |
| -0.345036 | 0.049960 | | | |

Grafico F-11: Tipo de cambio peseta/franco. Residuos Modelo (D-3)

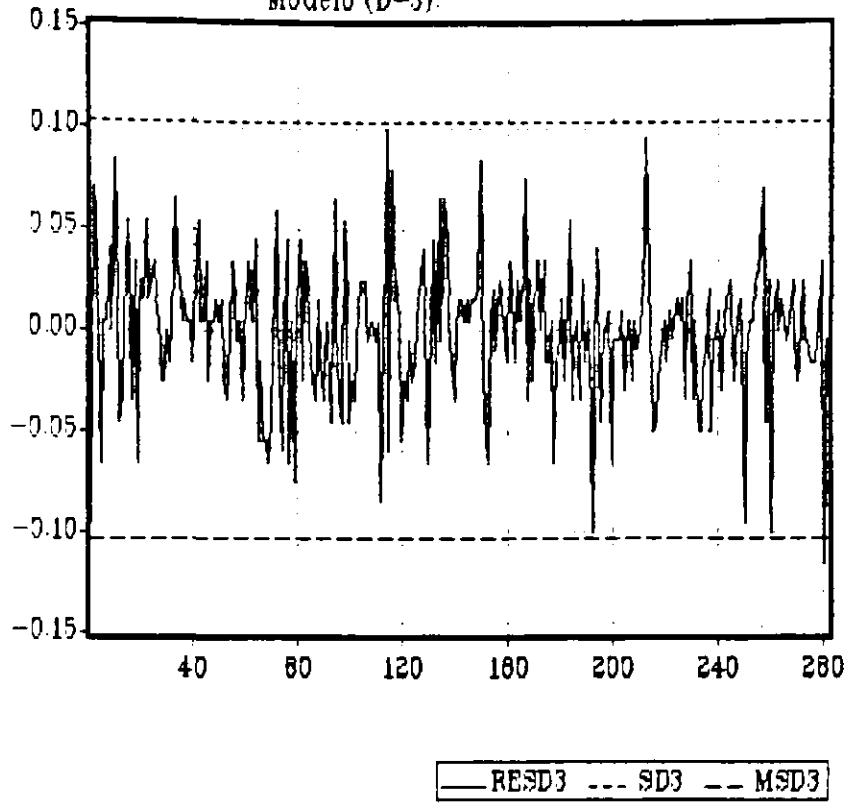


Grafico F-12: Tipo de cambio peseta/franco. Histograma Residuos Modelo (D-3)

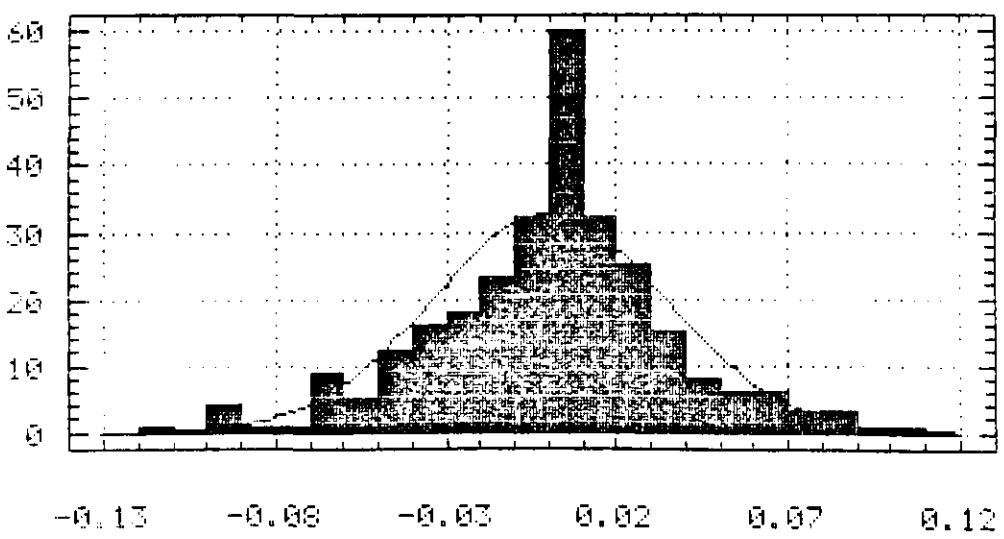


TABLA P-3: Tipo de cambio peseta/franco: datos de los residuos del modelo (D-3)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| -0.094907 | 0.070090 | 0.060092 | 0.000000 | -0.064908 |
| 0.005091 | 0.005091 | 0.040091 | 9.20E-05 | 0.085093 |
| 0.015090 | -0.044908 | -0.034910 | 0.005091 | 0.055092 |
| 0.005091 | -0.034910 | 0.035092 | -0.064908 | 0.025092 |
| 0.015090 | 0.055092 | 0.015092 | 0.025092 | 0.035090 |
| 0.015092 | 0.005091 | -0.024909 | -0.024907 | 0.000000 |
| -0.014907 | 0.005091 | 0.065091 | 0.035092 | 0.025090 |
| 0.005091 | 0.015092 | 0.005091 | 0.005091 | -0.014909 |
| 0.025092 | 0.055092 | 0.005091 | 0.005091 | 0.035090 |
| -0.024907 | 0.005091 | 0.005091 | 0.015092 | 0.005091 |
| 0.015090 | -0.024907 | -0.034910 | -0.004909 | 0.035092 |
| 0.015092 | -0.004909 | 0.005091 | -0.034910 | -0.004907 |
| 0.035090 | 0.015092 | 0.005091 | 0.045092 | -0.054910 |
| -0.014907 | -0.054910 | -0.054908 | -0.064908 | -0.044910 |
| 0.025092 | 0.060001 | -0.024909 | -0.060000 | 0.005091 |
| 0.045090 | -0.064908 | 0.005091 | -0.074909 | 0.015092 |
| 0.045090 | -0.024907 | 0.035090 | 0.025092 | -0.014909 |
| -0.024907 | -0.034910 | 0.015092 | -0.014909 | -0.034908 |
| 0.005091 | -0.004909 | -0.044908 | 0.065091 | 0.005091 |
| -0.034910 | -0.044908 | 0.055091 | 0.015092 | -0.044908 |
| -0.024909 | -0.034908 | -0.004909 | 0.025092 | 0.025090 |
| 0.025092 | -0.004909 | 0.005091 | 0.005091 | -0.004909 |
| 0.005091 | -0.084909 | 0.000000 | 0.100093 | -0.059909 |
| 0.080090 | 0.015092 | 0.025092 | 0.005091 | -0.054908 |
| -0.024909 | -0.034908 | -0.004909 | -0.024909 | -0.014909 |
| 0.005091 | 0.030093 | 0.040091 | 0.005091 | -0.064908 |
| 0.005091 | 0.045090 | -0.014909 | 0.065093 | -0.004909 |
| 0.065091 | 0.045090 | 0.005091 | -0.014907 | -0.034910 |
| 0.005091 | 0.015092 | 0.015092 | 0.005091 | 0.015092 |
| 0.005091 | 0.015092 | 0.015092 | 0.025090 | 0.085091 |
| -0.019908 | -0.039909 | -0.064908 | 0.005091 | 0.020091 |
| -0.009908 | 0.025092 | 0.015092 | 0.005091 | -0.014909 |
| 0.035092 | 0.015090 | -0.014907 | 0.025090 | 0.005091 |
| 0.005091 | 0.075093 | -0.034910 | 0.025092 | -0.024909 |
| 0.035092 | 0.035092 | 0.000000 | 0.035092 | -0.014909 |
| -0.014909 | 0.005091 | -0.064908 | -0.014909 | -0.004907 |
| 0.015090 | -0.024907 | 0.015092 | 0.055091 | -0.034908 |
| -0.004909 | 0.005091 | -0.034910 | 0.025092 | -0.014909 |
| 0.005091 | -0.004909 | -0.099908 | 0.040091 | 0.020091 |
| -0.044908 | 9.20E-05 | 9.00E-05 | 0.010092 | -0.064910 |
| -0.004907 | -0.004909 | -0.004909 | 0.010091 | -0.029909 |
| 0.005091 | 0.005091 | -0.024909 | 0.005091 | -0.009908 |
| 9.20E-05 | 0.015092 | 0.095091 | 0.025090 | 0.000000 |
| -0.049909 | -0.044908 | -0.024909 | -0.010000 | 0.005091 |
| -0.014909 | 0.010000 | -0.004909 | 0.005091 | 0.015092 |
| 0.005091 | 0.015092 | -0.034910 | 0.015092 | 0.035092 |
| -0.034910 | 0.005091 | -0.044908 | -0.049909 | -0.019908 |
| -0.009910 | 0.020093 | -0.049909 | -0.004909 | 9.00E-05 |
| 0.010092 | -0.029909 | 0.005091 | 0.015092 | 0.025090 |
| -0.004907 | -0.024909 | 0.005091 | 0.015092 | -0.004909 |
| -0.094909 | -0.014909 | 0.005091 | 0.005091 | 0.025092 |
| 0.030091 | 0.055092 | 0.070090 | -0.044908 | 0.025092 |
| -0.099908 | 0.005091 | 0.025090 | 9.20E-05 | 0.015092 |
| 0.005091 | -0.004909 | 0.005091 | 0.025092 | -0.004909 |
| -0.024909 | -0.014909 | 0.025092 | -0.004909 | -0.004909 |
| -0.014907 | -0.014909 | -0.014909 | 0.005091 | 0.035092 |
| -0.114909 | -0.004909 | | | |

Grafico F-13: Tipo de cambio peseta, franco. Residuos
Modelo (D-4).

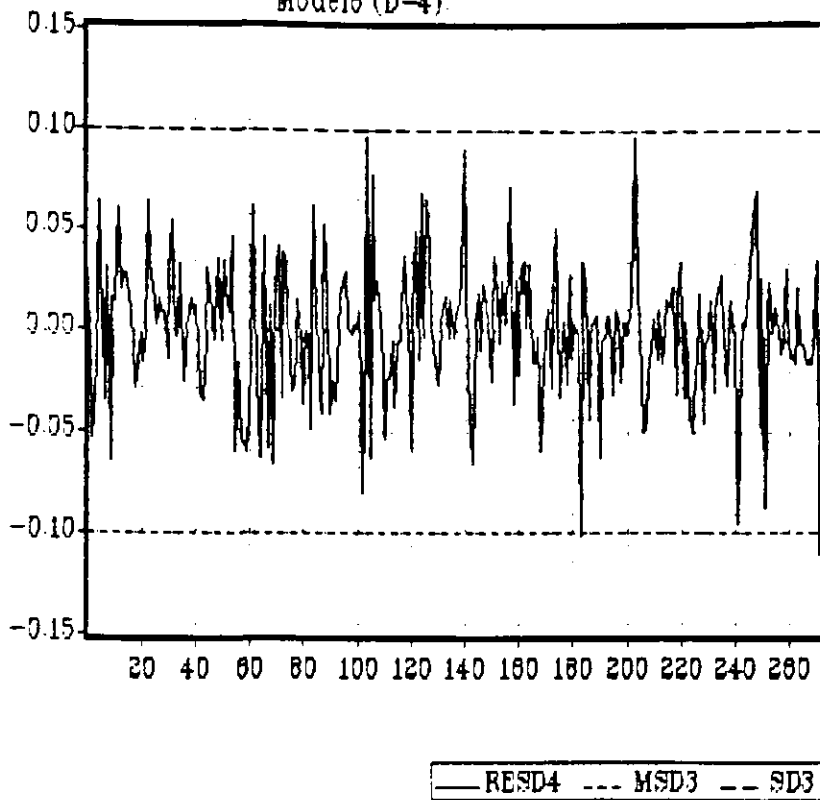


Grafico F-14: Tipo de cambio Peseta/
Franco. Histograma Residuos Modelo (D-4)

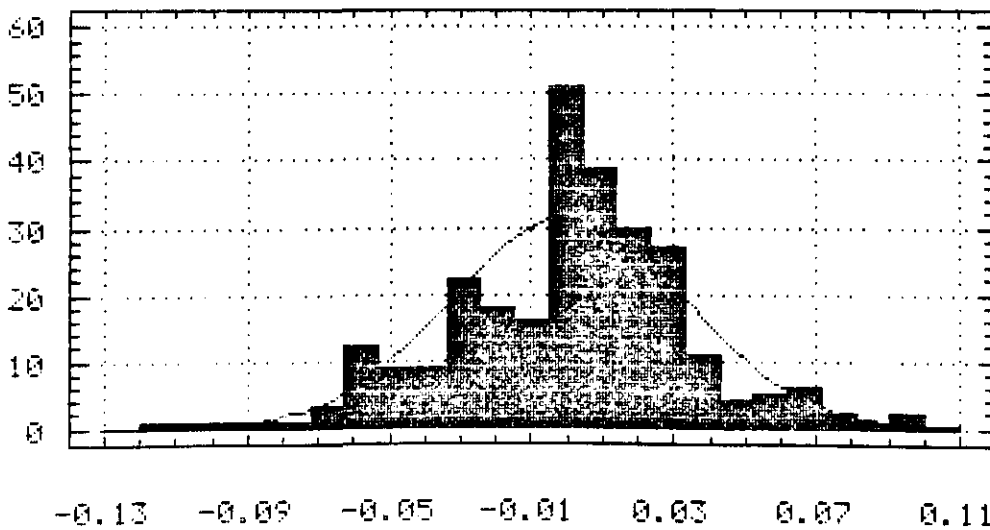


TABLA F-4: Tipo de cambio peseta/franco: datos de los residuos del modelo (D-4)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0.027526 | -0.053220 | -0.041964 | -0.017681 | 0.063756 |
| 0.004953 | -0.035048 | 0.030553 | -0.064418 | 0.014894 |
| 0.013694 | 0.061241 | 0.019983 | 0.024953 | 0.028664 |
| 0.014953 | 0.009983 | -0.028820 | -0.016244 | -0.001823 |
| -0.016303 | -0.001334 | 0.063695 | 0.032439 | 0.021179 |
| 0.003696 | 0.014953 | 0.008725 | 0.008725 | -0.014512 |
| 0.027468 | 0.054954 | -0.002592 | 0.001181 | 0.032437 |
| -0.025046 | 0.003696 | 0.004953 | 0.014953 | 0.007468 |
| 0.012436 | -0.031333 | -0.035048 | -0.005047 | 0.031181 |
| 0.018725 | -0.005047 | 0.004953 | 0.036305 | -0.005045 |
| 0.033695 | 0.018725 | 0.009983 | 0.046211 | -0.058821 |
| -0.016303 | -0.053791 | -0.055046 | -0.060017 | -0.043791 |
| 0.021181 | 0.061909 | -0.025048 | -0.061864 | 0.012498 |
| 0.047467 | -0.057502 | 0.012498 | -0.066245 | 0.021241 |
| 0.042437 | -0.032366 | 0.038724 | 0.032723 | -0.015047 |
| -0.030075 | -0.026246 | 0.014953 | -0.004988 | -0.036303 |
| -7.708-05 | -0.001275 | -0.048818 | 0.062438 | 0.007468 |
| -0.031276 | -0.040016 | 0.053695 | 0.017468 | -0.040017 |
| -0.025048 | -0.033789 | 0.001240 | 0.017409 | 0.024952 |
| 0.029983 | 0.001240 | -0.001334 | 0.003696 | 0.001240 |
| 0.008725 | -0.080017 | -0.000527 | 0.097439 | -0.062562 |
| 0.077437 | 0.016211 | 0.024953 | 0.004953 | -0.053789 |
| -0.025048 | -0.023729 | -0.004200 | -0.036994 | -0.006874 |
| -0.004478 | 0.028697 | 0.037438 | 0.004953 | -0.057502 |
| 0.008725 | 0.049982 | -0.013790 | 0.068727 | -0.002532 |
| 0.064952 | 0.041808 | 0.000552 | -0.015046 | -0.026246 |
| 0.004953 | 0.009924 | 0.017468 | -0.002592 | 0.016211 |
| -0.002592 | 0.009924 | 0.014953 | 0.027466 | 0.089983 |
| -0.020047 | -0.041305 | -0.066304 | 0.004953 | 0.018695 |
| -0.010046 | 0.023696 | 0.013696 | 0.002438 | -0.025107 |
| 0.038097 | 0.020610 | -0.006243 | 0.024952 | 0.003067 |
| 0.006839 | 0.072440 | -0.036305 | 0.024953 | -0.022533 |
| 0.031181 | 0.033696 | 0.001965 | 0.032439 | -0.015047 |
| -0.015047 | -0.003849 | -0.060017 | -0.017562 | -0.001273 |
| 0.011179 | -0.028818 | 0.015645 | 0.051180 | -0.032531 |
| -0.002532 | 0.004953 | -0.026246 | 0.027468 | -0.013790 |
| 0.003696 | -0.001275 | -0.101304 | 0.033666 | 0.024982 |
| -0.043789 | -4.608-05 | 0.004982 | 0.007439 | -0.062534 |
| -0.005045 | -0.003790 | 0.008156 | 0.005551 | -0.031933 |
| 0.011240 | 0.005582 | -0.024419 | 0.004324 | -0.001244 |
| 0.001211 | 0.016211 | 0.096211 | 0.024323 | 0.001995 |
| -0.050047 | -0.045046 | -0.021275 | -0.008073 | 0.006839 |
| -0.014419 | 0.010670 | -0.016364 | 0.002438 | 0.015879 |
| 0.011869 | 0.021240 | -0.031275 | 0.016591 | 0.034954 |
| -0.032533 | 0.004076 | -0.043789 | -0.050047 | -0.021304 |
| -0.010048 | 0.018697 | -0.045017 | -0.006305 | -0.003821 |
| 0.014984 | -0.030047 | 0.011240 | 0.021869 | 0.028095 |
| -0.003159 | -0.026934 | 0.011869 | 0.016211 | -0.004418 |
| -0.095676 | -0.010646 | 0.004953 | 0.003696 | 0.022439 |
| 0.031210 | 0.058727 | 0.069952 | -0.046304 | 0.026211 |
| -0.087472 | 0.007468 | 0.024952 | -4.608-05 | 0.012438 |
| 0.001809 | -0.011335 | -0.003220 | 0.031241 | -0.007562 |
| -0.011844 | -0.015047 | 0.022439 | -0.004419 | -0.006305 |
| -0.015046 | -0.013790 | -0.015047 | 0.002438 | 0.036211 |
| -0.111275 | -0.002532 | | | |

Grafico F-15: Tipo de cambio peseta. marco. Residuos
Modelo (D-5).

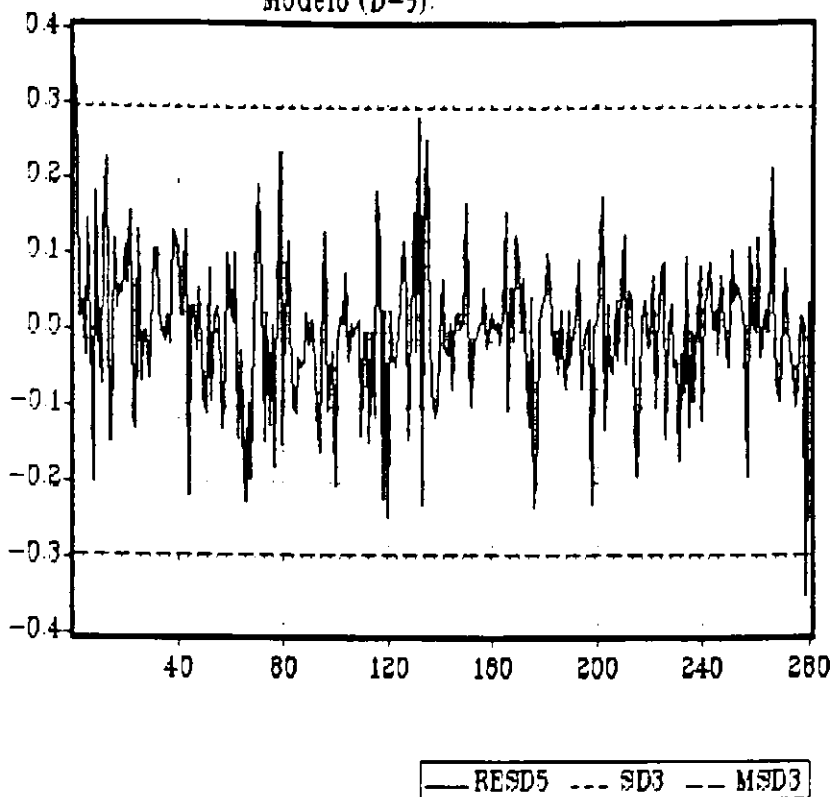


Grafico F-16: Tipo de cambio Peseta/marco

Histograma Residuos Modelo (I-5)

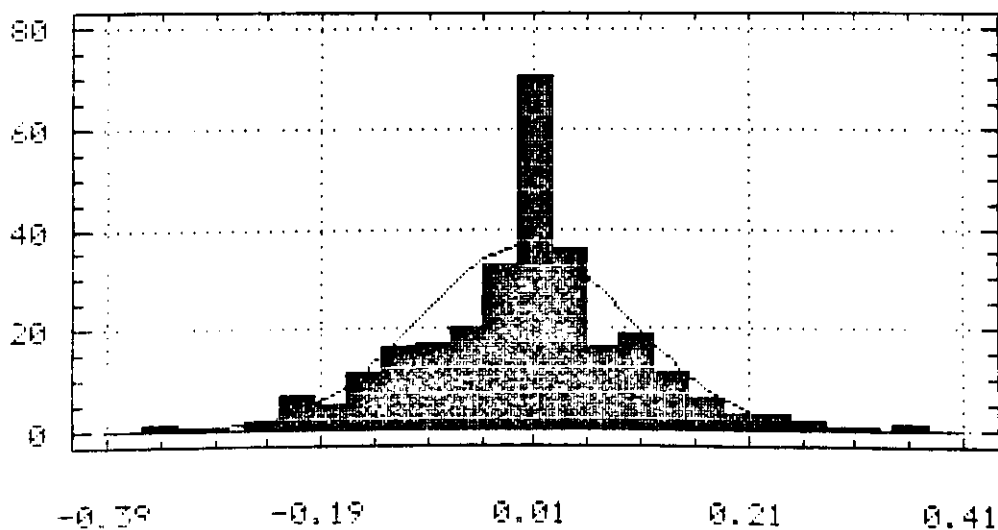
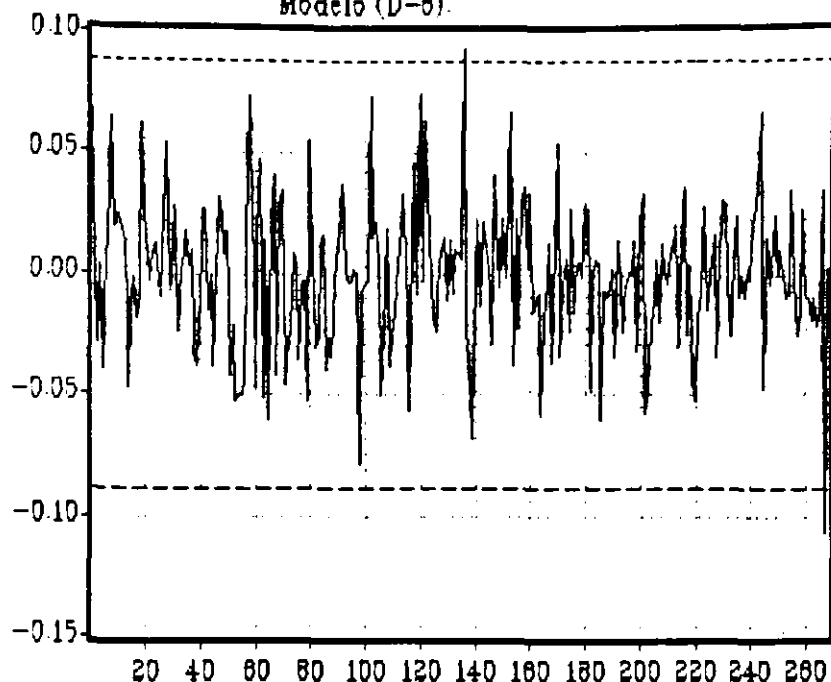


TABLA P-5: Tipo de cambio peseta/marco: datos de los residuos del modelo (D-5)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0.356257 | 0.220694 | 0.015001 | 0.036735 | -0.034766 |
| 0.145242 | 0.000457 | -0.199987 | 0.181254 | -0.094184 |
| -0.069762 | 0.130007 | 0.230021 | -0.145783 | -0.144539 |
| 0.119216 | 0.028196 | 0.060235 | 0.048420 | 0.112149 |
| 0.063200 | 0.157276 | -0.116800 | -0.129350 | 0.135232 |
| -0.064765 | -0.002720 | -1.00E-06 | -0.060784 | -0.003873 |
| 0.109222 | 0.107273 | 0.023290 | 0.000146 | -0.013299 |
| 0.019218 | -0.015020 | 0.135239 | 0.125230 | 0.107978 |
| 0.020810 | 0.019218 | 0.135239 | -0.214767 | 0.132818 |
| 0.035241 | -0.024764 | 0.059219 | -0.015118 | -0.090783 |
| -0.108300 | 0.083553 | -0.093172 | 0.018960 | 0.031260 |
| 0.005235 | -0.129988 | -0.045557 | 0.104437 | 0.036667 |
| 0.013644 | 0.105688 | -0.139990 | -0.024764 | -0.132816 |
| -0.223745 | -0.095788 | -0.194762 | 0.005682 | 0.140842 |
| 0.195656 | 0.054811 | -0.146799 | 0.025019 | -0.123747 |
| 0.007274 | -0.180787 | 0.045243 | 0.236027 | -0.150780 |
| 0.010391 | 0.120809 | 0.005682 | -0.094756 | -0.106806 |
| -0.031703 | -0.044753 | -0.039779 | 0.025239 | -0.018743 |
| 0.015237 | -1.00E-06 | -0.105782 | -0.159547 | -0.024757 |
| 0.131251 | -0.104758 | -0.074767 | -0.024226 | -0.204757 |
| -0.015338 | 0.020454 | 0.010588 | 0.079663 | -0.035782 |
| 0.010459 | -0.004669 | 0.010239 | 0.015237 | -0.136896 |
| -1.00E-06 | -1.00E-06 | -0.144320 | -1.00E-06 | -0.111136 |
| 0.187275 | 0.114219 | -0.219855 | 0.030236 | -0.245782 |
| 0.030327 | -0.029951 | -0.044321 | -0.000111 | 0.045144 |
| 0.121711 | 0.050225 | -0.140210 | 0.012052 | 0.158201 |
| -0.024764 | 0.281252 | -0.228507 | 0.120225 | 0.255235 |
| 0.005682 | -0.079749 | -0.113851 | -0.090115 | -0.010334 |
| 0.070237 | -0.020199 | -0.030353 | 0.011256 | -0.075146 |
| 0.020242 | 0.025231 | 0.005242 | 0.010459 | 0.171252 |
| 0.023199 | -0.094764 | -0.009765 | -0.009757 | 0.009216 |
| 0.011256 | 0.056254 | -0.019759 | 0.010679 | 0.025011 |
| 0.005242 | 0.010459 | -0.018205 | 0.020234 | 0.157276 |
| -0.104190 | 0.058195 | -0.013170 | 0.128293 | 0.089316 |
| -1.00E-06 | 0.070601 | -0.060792 | -0.124770 | 0.046259 |
| 0.234763 | -0.142947 | 0.011028 | 0.038517 | 0.050240 |
| 0.103292 | 0.052273 | -0.029761 | 0.000237 | -0.054672 |
| 0.030016 | -0.022823 | -0.074760 | 0.027180 | -0.042501 |
| -1.00E-06 | 0.032276 | 0.096255 | -0.076708 | -0.003615 |
| 0.005106 | 0.017405 | -0.229766 | 0.010239 | 0.015237 |
| 0.115683 | 0.177273 | -0.127728 | 0.036735 | -0.042721 |
| -0.054763 | 0.042179 | -0.039096 | 0.055139 | 0.130242 |
| -0.043585 | 0.055329 | 0.043583 | -0.034759 | -0.189985 |
| -0.078839 | 0.016310 | 0.043446 | -0.020692 | -0.016313 |
| 0.074438 | -0.098745 | -0.021799 | 0.080239 | 0.093070 |
| -0.139762 | 0.010239 | 0.039215 | -0.045208 | -0.038747 |
| -0.169981 | -0.030565 | -0.079856 | 0.099507 | -0.124763 |
| 0.001162 | -0.090692 | 0.022281 | 0.087269 | -0.114761 |
| 0.034566 | 0.072277 | 0.092979 | 0.005235 | 0.028772 |
| -0.030558 | 0.075234 | 0.010239 | -1.00E-06 | -0.044761 |
| 0.109381 | 0.041095 | 0.060682 | 0.049785 | 0.035688 |
| -2.00E-06 | -0.190781 | 0.111254 | 0.014440 | 0.000000 |
| 0.125237 | -0.034759 | 0.011028 | 0.029667 | -0.000688 |
| 0.217084 | 0.050233 | -0.066130 | -0.090654 | -0.034638 |
| 0.085335 | 0.005363 | -0.015210 | -0.053299 | -0.094097 |
| -0.068390 | 0.021826 | 0.009223 | -0.350338 | 0.038289 |

Grafico F-17: Tipo de cambio peseta/franco. Residuos Modelo (D-6).



— RESD6 --- SD3 -- MSD3

Grafico F-18: Tipo de cambio Peseta/

Franco. Histograma residuos Modelo (D-6)

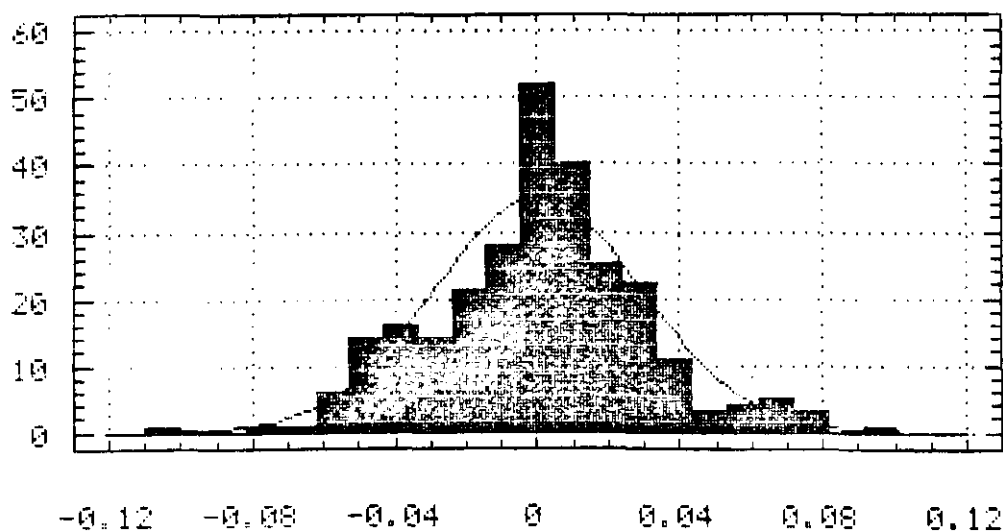


TABLA P-6: Tipo de cambio peseta/franco: datos de los residuos del modelo (D-6)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0.067324 | 0.003132 | -0.029135 | 0.004087 | -0.039346 |
| 0.009067 | 0.013961 | 0.065341 | 0.018661 | 0.024564 |
| 0.024565 | 0.017446 | 0.012688 | -0.047047 | -0.013278 |
| -0.001784 | -0.018476 | -0.007874 | 0.062340 | 0.025158 |
| 0.007576 | -0.003388 | 0.009231 | 0.012762 | -0.004241 |
| -0.009741 | 0.025338 | 0.054112 | -0.007267 | -0.000948 |
| 0.027894 | -0.023384 | 0.002656 | 0.003733 | 0.018127 |
| 0.004203 | 0.010443 | -0.031307 | -0.038330 | -0.008329 |
| 0.026928 | 0.027448 | -0.014860 | -0.000735 | -0.038479 |
| 0.000644 | 0.031899 | 0.025008 | 0.009039 | 0.018103 |
| -0.042141 | -0.021736 | -0.052859 | -0.050978 | -0.050340 |
| -0.045632 | 0.013765 | 0.074601 | 0.034089 | -0.047004 |
| 0.017735 | 0.047777 | -0.051142 | 0.013914 | -0.060540 |
| 0.022900 | 0.040885 | -0.041876 | 0.028248 | 0.034689 |
| -0.045307 | -0.036005 | -0.021785 | 0.009265 | 0.003767 |
| -0.036037 | -0.003600 | -0.002452 | -0.051766 | 0.055563 |
| 0.008380 | -0.030327 | -0.026656 | 0.012158 | 0.016266 |
| -0.039311 | -0.026267 | -0.034054 | -0.001569 | 0.013490 |
| 0.017957 | 0.037598 | 0.000568 | -0.002466 | -0.002225 |
| 0.002899 | 0.000640 | -0.078934 | -0.006995 | -0.004653 |
| -0.002781 | 0.073868 | 0.015567 | 0.022491 | 0.004489 |
| -0.050308 | -0.024692 | 0.018732 | -0.038187 | -0.025402 |
| -0.015182 | 0.004764 | 0.020714 | 0.033038 | 0.010264 |
| -0.056023 | 0.013702 | 0.046070 | -0.008132 | 0.073359 |
| -0.002663 | 0.063429 | 0.033752 | -0.002242 | -0.017463 |
| -0.023435 | 0.004976 | 0.012553 | 0.014994 | -0.010085 |
| 0.013504 | -0.007708 | 0.010004 | 0.009265 | 0.006087 |
| 0.093129 | -0.024051 | -0.035704 | -0.067659 | 0.004111 |
| 0.021402 | -0.013329 | 0.021459 | 0.010657 | 0.006036 |
| -0.028906 | 0.040821 | 0.020406 | -0.005495 | 0.023732 |
| -0.001835 | 0.006861 | 0.067662 | -0.037723 | 0.023356 |
| -0.022698 | 0.029918 | 0.036026 | 0.002321 | 0.034192 |
| -0.015545 | -0.012142 | -0.008659 | -0.058933 | -0.019934 |
| -0.002890 | 0.012322 | -0.037334 | 0.012671 | 0.054007 |
| -0.034724 | -0.005419 | 0.005796 | -0.023435 | 0.027400 |
| -0.016119 | 0.003143 | 0.004584 | -0.001037 | 0.028369 |
| 0.026444 | -0.048523 | 0.000418 | 0.006066 | 0.005068 |
| -0.059817 | -0.006643 | -0.009721 | -0.005659 | 0.002316 |
| -0.034016 | 0.013719 | -0.002259 | -0.023288 | -0.003715 |
| 0.001126 | 0.000567 | 0.014324 | -0.031641 | 0.022815 |
| 0.033475 | -0.057798 | -0.047131 | -0.021145 | -0.009030 |
| 0.006483 | -0.019819 | 0.012786 | 0.000554 | -0.004402 |
| 0.009457 | 0.012951 | 0.021216 | -0.030768 | 0.016293 |
| 0.035796 | -0.025595 | 0.004213 | -0.044433 | -0.052510 |
| -0.018631 | -0.006765 | 0.027935 | -0.014029 | -0.008100 |
| 0.005916 | 0.016996 | -0.033770 | 0.008775 | 0.030382 |
| 0.029558 | -0.003927 | -0.024784 | 0.006272 | 0.024160 |
| -0.009807 | -0.000827 | -0.009473 | 0.002083 | -0.001297 |
| 0.020033 | 0.028097 | 0.049507 | 0.067048 | -0.047612 |
| 0.015289 | -0.004515 | 0.003275 | 0.023829 | -0.000888 |
| 0.010004 | -0.000409 | -0.009734 | -0.007805 | 0.034928 |
| -0.001793 | -0.024646 | -0.015855 | 0.027005 | -0.008100 |
| -0.009819 | -0.017984 | -0.009003 | -0.021423 | -0.014468 |
| 0.034433 | -0.106986 | 0.002619 | | |

Grafico F-19: Tipo de cambio peseta/franco. Residuos
Modelo (D-7).

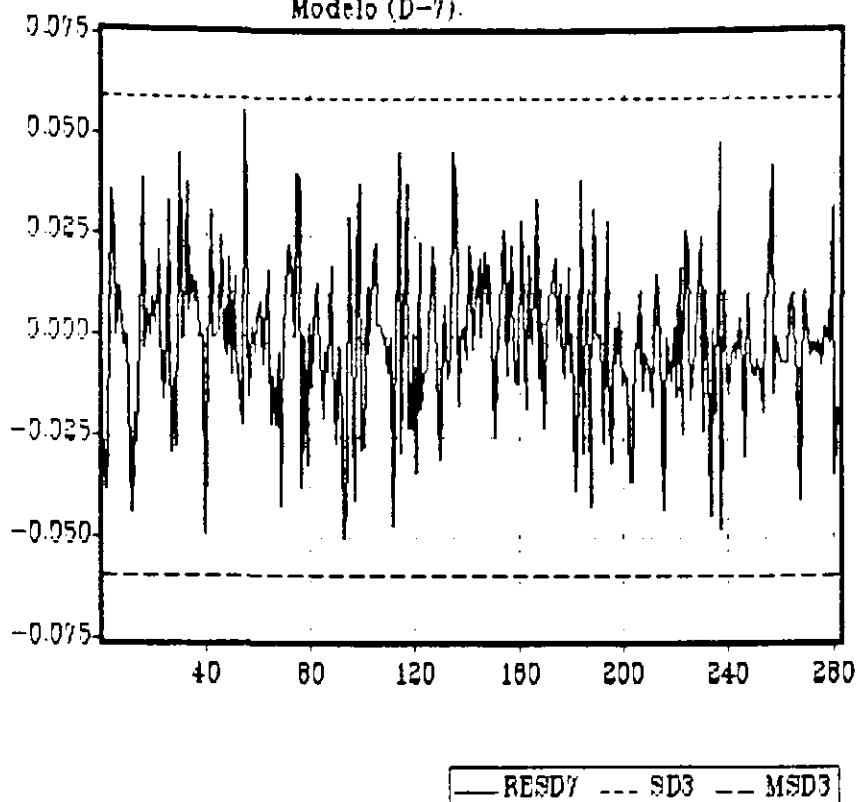


Grafico F-20: Tipo de Cambio Peseta/
Franco. Histograma Residuos Modelo (D-7)

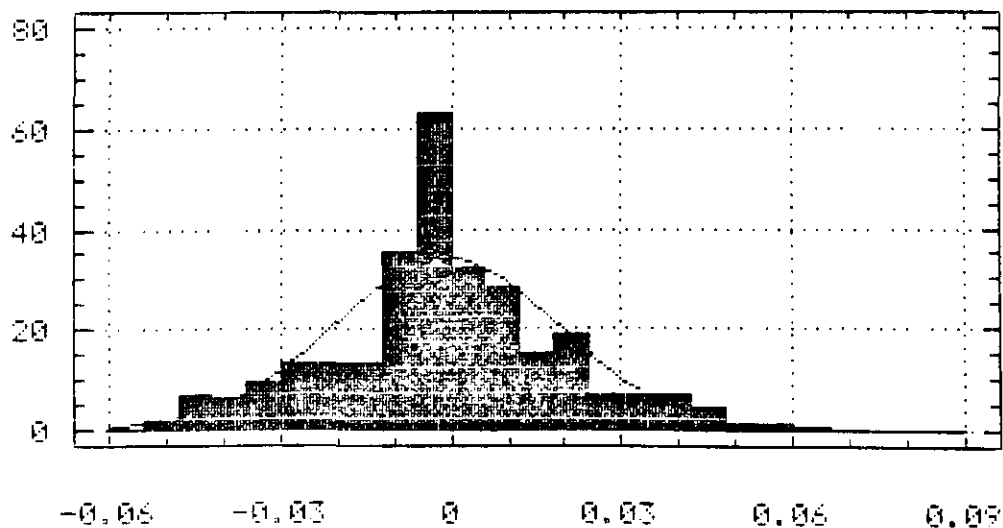


TABLA P-7: Tipo de cambio peseta/franco: datos de los residuos del modelo (D-7)

| | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| -0.026391 | -0.038451 | -0.027362 | 0.035964 | 0.023904 |
| 0.000000 | 0.011937 | 0.003964 | -0.002613 | 0.000000 |
| -0.030586 | -0.044032 | -0.019709 | -0.026259 | -0.000134 |
| 0.039391 | -0.002998 | 0.006128 | 0.000000 | 0.009258 |
| 0.002837 | 0.021353 | 0.000451 | -0.015810 | 0.000000 |
| 0.033873 | -0.028647 | -0.010902 | -0.027613 | 0.045542 |
| -0.000900 | 0.000000 | 0.038513 | 0.006128 | 0.015225 |
| 0.008355 | 0.013581 | 0.000000 | 0.000000 | -0.048649 |
| -0.006258 | 0.030902 | 0.000000 | 0.000000 | 0.001350 |
| 0.024910 | 0.000000 | -0.004776 | 0.019550 | -0.009549 |
| 0.014774 | -0.003738 | -0.013740 | -0.021938 | 0.058261 |
| 0.002839 | -0.014776 | 0.002388 | -0.004191 | 0.004325 |
| 0.008514 | -0.006711 | 0.000000 | 0.016126 | -0.021803 |
| -0.010449 | -0.021805 | -0.003897 | -0.042544 | 0.000132 |
| 0.020000 | 0.023022 | 0.012971 | 1.00E-06 | 0.040584 |
| 0.038804 | -0.037770 | 0.000000 | -0.032253 | 0.002837 |
| -0.012520 | 0.010585 | 0.013288 | -0.003872 | -0.020000 |
| -0.003740 | -0.008965 | 0.018355 | -0.005679 | -0.026865 |
| -0.002388 | -0.002839 | -0.049999 | -0.031913 | 0.029841 |
| 0.000585 | -0.040452 | 0.021353 | 0.038647 | -0.028512 |
| -0.027613 | 0.012520 | -0.004032 | 0.017614 | 0.023579 |
| 0.003289 | 0.003130 | 0.000000 | 0.000000 | -0.008807 |
| 0.000000 | -0.047028 | 0.000785 | 0.046061 | -0.029190 |
| 0.003379 | 0.038649 | -0.022971 | -0.022680 | 0.000876 |
| -0.033582 | 0.023265 | -0.018355 | -0.009709 | -0.008063 |
| -0.001193 | 0.022614 | 0.006350 | -0.008353 | -0.030609 |
| 0.000000 | 0.007770 | -0.010451 | -0.004455 | 0.046098 |
| 0.034936 | -0.017296 | 0.000000 | 0.002678 | -0.005382 |
| 0.022680 | 0.014774 | -0.003130 | 0.010741 | 0.019553 |
| 0.000000 | 0.020743 | 0.008805 | 0.017613 | 0.000000 |
| -0.025000 | -0.006598 | 0.006598 | 0.026261 | 0.020968 |
| -0.009033 | 0.022388 | 0.010000 | -0.010742 | -0.011646 |
| 0.028808 | 0.008805 | -0.017613 | 0.019999 | 0.000000 |
| -0.001193 | 0.034192 | -0.010160 | 0.011646 | -0.022839 |
| 0.000159 | 0.008514 | 0.015701 | 0.019255 | -0.000900 |
| 0.013424 | -0.008355 | -0.010317 | 0.017003 | -0.008803 |
| 0.000449 | -0.038355 | -0.013873 | 0.039257 | -0.029257 |
| -0.006419 | 0.011937 | -0.042389 | 0.031938 | 0.001484 |
| 0.000000 | 0.000742 | -0.026218 | 0.029031 | -0.005293 |
| -0.030900 | 0.002162 | -0.006194 | 0.006194 | -0.011512 |
| -0.008805 | -0.010000 | -0.036261 | -0.035585 | -0.002771 |
| 0.000000 | 0.011935 | -0.013290 | -0.003581 | -0.005450 |
| -0.009773 | -0.017455 | 0.015994 | 0.005675 | 1.00E-06 |
| -0.043065 | 0.000134 | -0.003740 | -0.011012 | 0.002390 |
| -0.015225 | 0.017346 | -0.024324 | 0.026261 | 0.020743 |
| -0.015518 | -0.010292 | -0.002998 | 0.011193 | 0.025227 |
| -0.023290 | 0.011937 | -0.004642 | -0.044256 | 0.002454 |
| -0.018582 | 0.048424 | -0.047839 | 0.011487 | -0.008584 |
| -0.014096 | -0.003965 | -0.001193 | -0.005518 | 0.004480 |
| -0.007610 | -0.030001 | 0.010742 | -0.004323 | -0.008807 |
| -0.009281 | -0.005677 | -0.009549 | -0.019099 | 0.006870 |
| 0.019033 | 0.042838 | -0.013781 | 0.000134 | -0.003872 |
| -0.005947 | -0.005948 | -0.006262 | 0.006936 | 0.011195 |
| -0.004776 | -0.010000 | -0.040584 | | |

| TABLA F-8: MEDIDAS ESTADISTICAS DE LOS RESIDUOS DE LOS MODELOS DEL CAPITULO 4. | | | | | | | |
|--|---------------------------------|------------|------------|--------------------------------|----------|-------------|----------|
| | TIPO DE CAMBIO PESETA/DOLAR | | | TIPO DE CAMBIO PESETA/MARCO | | | |
| | (0-1) | (0-2) | (0-5) | (0-3) | (0-4) | (0-6) | |
| | TIPO DE CAMBIO PESETA/FRANCO | | | (0-7) | | | |
| MEDIA | -.0002 | .0000 | .0000 | .0000 | .0003 | .0000 | -.0010 |
| VARIANZA | .0000 | .0099 | .0097 | .0012 | .0011 | .0009 | .0004 |
| DESVIACION ESTANDAR | .0054 | .0994 | .0983 | .0345 | .0332 | .0294 | .0199 |
| COEF. de VARIACION | -27.3298 | 59628.7900 | 80007.5900 | -143106.7000 | 124.3033 | 343251.7000 | -20.5504 |
| COEF. de ASIMETRIA | -.0181 | -.0758 | -.0637 | -.2421 | -.2067 | -.0492 | -.0471 |
| COEF. de CURTOSIS | .3107 | .9307 | .9884 | .8419 | .8255 | .6581 | .1897 |
| MINIMO | -.0152 | -.3450 | -.3503 | -.1149 | -.1113 | -.1070 | -.0500 |
| MEDIANA | -.0001 | .0100 | .0057 | .0051 | .0024 | .0006 | .0000 |
| MAXIMO | .0143 | .3600 | .3563 | .1001 | .0974 | .0931 | .0567 |
| RANGO | .0295 | .7050 | .7066 | .2150 | .2027 | .2001 | .1063 |

Gráfico P.22: Función de correlación cruzada entre el Tipo de Cambio Peseta/marco y el Diferencial de Tipos de Interés a 1 mes Interbancarios entre la Peseta y el Marco

| | | | | | |
|--|---|----|-------|--|---------|
| TIME PERIOD ANALYZED | 1 | TO | 282 | | |
| NAMES OF THE SERIES | | | F3PMD | | R3 |
| EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS | | | 282 | | 282 |
| STANDARD DEVIATION OF THE SERIES | | | .1862 | | .1236 |
| MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES | | | .0016 | | -.0106 |
| STANDARD DEVIATION OF THE MEAN | | | .0111 | | .0074 |
| T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) | | | .1407 | | -1.4371 |

| | | | | | |
|-------------|---------|----|-----|----------|-----|
| CORRELATION | BETWEEN | R3 | AND | F3PMD IS | .03 |
|-------------|---------|----|-----|----------|-----|

| | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|----------|------|---------|------|------|-----|-----|------|-----|------|------|------|
| CROSS CORRELATION BETWEEN | F3PMD(T) | AND | R3(T-L) | | | | | | | | | |
| 1- 12 | .01 | -.15 | -.08 | -.02 | -.07 | .02 | .06 | -.00 | .07 | -.10 | -.04 | -.03 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | .02 | .09 | .04 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|-------|-----|------------|-----|-----|------|------|------|------|------|------|------|
| CROSS CORRELATION BETWEEN | R3(T) | AND | F3PMD(T-L) | | | | | | | | | |
| 1- 12 | .10 | .02 | .09 | .09 | .02 | -.01 | -.07 | -.02 | -.07 | -.01 | -.02 | -.00 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | -.04 | .10 | -.07 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |

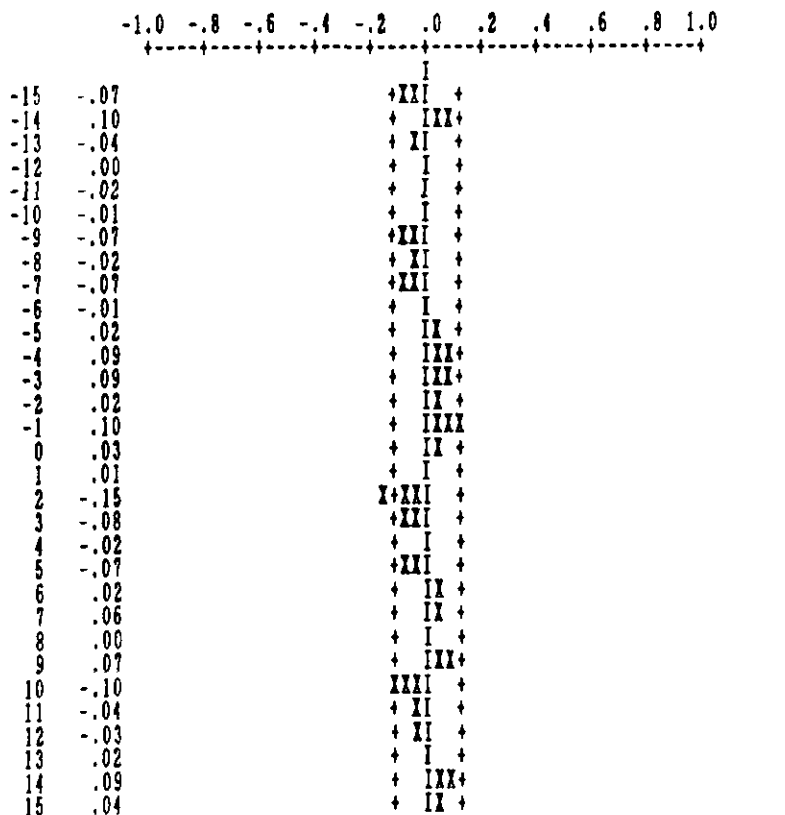


Gráfico F.23: Función de correlación cruzada entre el Tipo de Cambio Peseta/franco y el Diferencial de Tipos de Interés a 1 mes Interbancarios de la Peseta y del Franco

TIME PERIOD ANALYZED I TO 282
 NAMES OF THE SERIES F2PPD R5
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES1305 .1151
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0130 .0016
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0078 .0069
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 1.6758 .2369

CORRELATION BETWEEN R5 AND F2PPD IS .00

CROSS CORRELATION BETWEEN F2PPD(T) AND R5(T-L)

1- 12 .01 .00 -.08 .05 -.06 .00 .01 .03 -.02 -.03 -.00 .00
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 13- 15 .01 .07 -.01
 ST.E. .06 .06 .06

CROSS CORRELATION BETWEEN R5(T) AND F2PPD(T-L)

1- 12 .04 -.03 .11 .05 .11 .04 -.03 .03 -.09 .01 .01 -.04
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06
 13- 15 -.06 .06 .04
 ST.E. .06 .06 .06

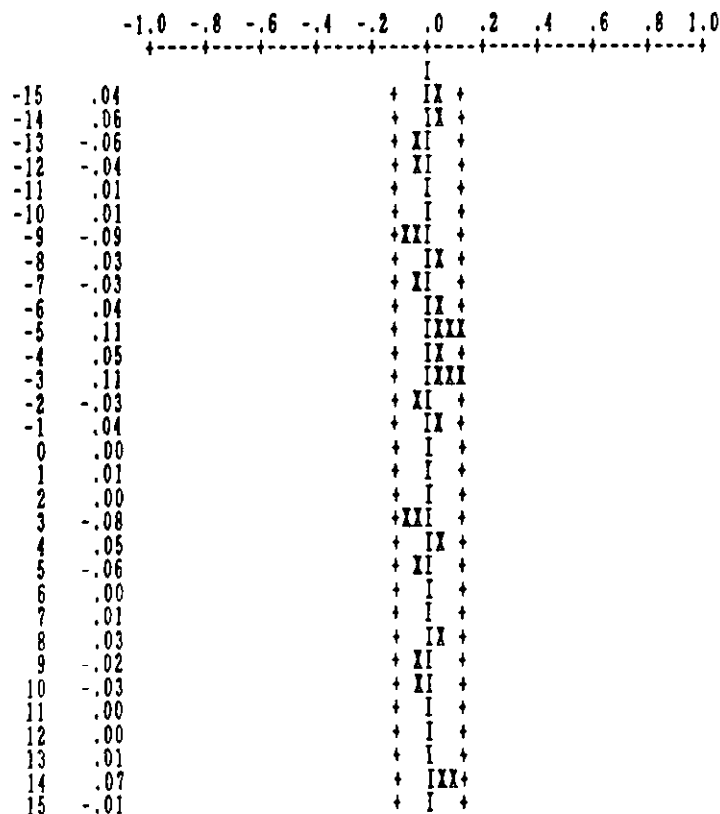


Gráfico F-27: Función de correlación cruzada entre el Tipo de Cambio Peseta/dólar y el Diferencial de Tipos de Interés a 1 día (euromercado) de la Peseta y el Dólar

TIME PERIOD ANALYZED I TO 281
 NAMES OF THE SERIES FLPDD R1
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 281
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0069 .0642
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES0085 .0001
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0004 .0038
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) 20.4538 .0155

CORRELATION BETWEEN R1 AND FLPDD IS .01

CROSS CORRELATION BETWEEN FLPDD(T) AND R1(T-L)

1- 12 -.02 -.02 -.07 -.11 .04 -.08 -.04 .01 -.01 -.05 -.09 -.14
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.06 -.09 -.10
 ST.E. .06 .06 .06

CROSS CORRELATION BETWEEN R1(T) AND FLPDD(T-L)

1- 12 -.04 -.04 .04 -.04 -.05 -.10 .08 -.01 .03 -.06 -.10 .03
 ST.E. .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06 .06

13- 15 -.03 -.05 -.01
 ST.E. .06 .06 .06

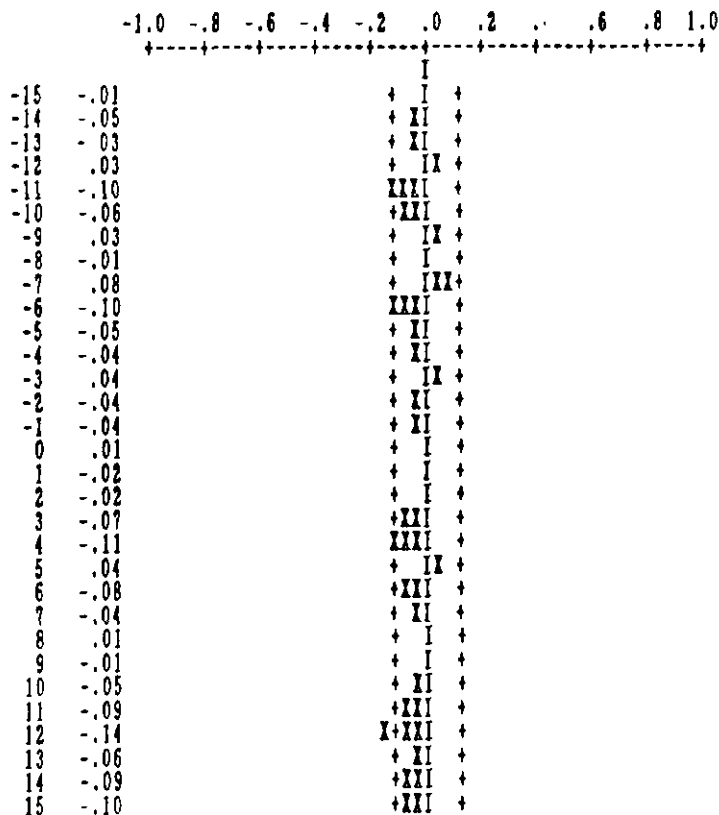


Gráfico F-33: Función de correlación cruzada entre el Tipo de Cambio Peseta/dólar y el Diferencial de Tipos de Interés a 3 meses (euromercado) de la Peseta y el Dólar

TIME PERIOD ANALYZED 1 TO 282
 NAMES OF THE SERIES F3LPDD R3
 EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 282
 STANDARD DEVIATION OF THE SERIES0064 .2007
 MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES -.0001 -.0159
 STANDARD DEVIATION OF THE MEAN0004 .0120
 T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) -.1730 -1.3325

CORRELATION BETWEEN R3 AND F3LPDD IS .07

CROSS CORRELATION BETWEEN F3LPDD(T) AND R3(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|------|-----|------|------|-----|-----|------|-----|
| 1- 12 | -.00 | .00 | -.02 | -.04 | -.07 | .05 | -.04 | -.03 | .06 | .09 | -.03 | .02 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | -.01 | -.01 | -.04 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |

CROSS CORRELATION BETWEEN R3(T) AND F3LPDD(T-L)

| | | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|
| 1- 12 | -.00 | -.00 | -.00 | -.00 | -.05 | .09 | .05 | .05 | .05 | .02 | -.04 | -.06 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | -.05 | -.01 | .05 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |

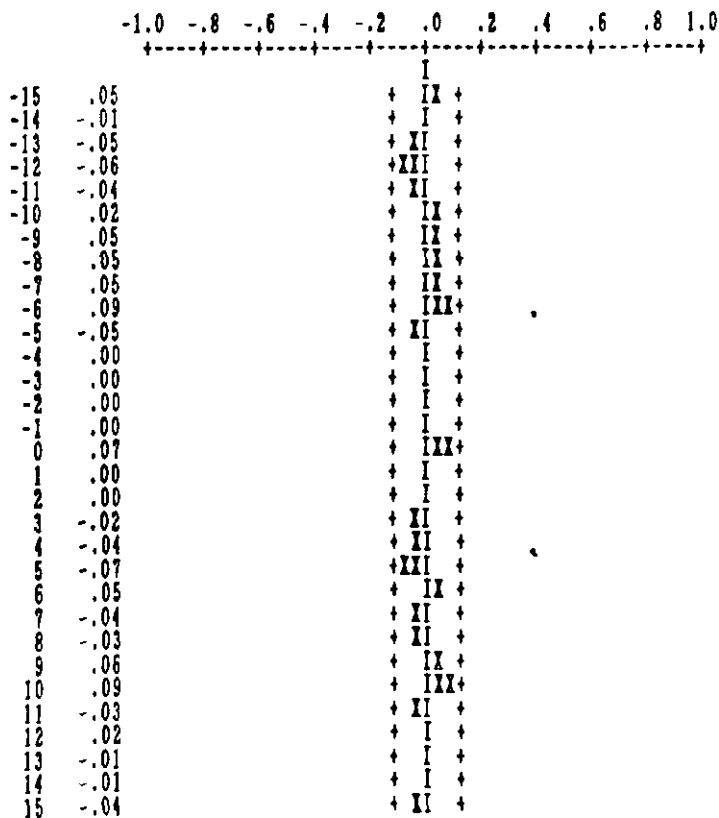


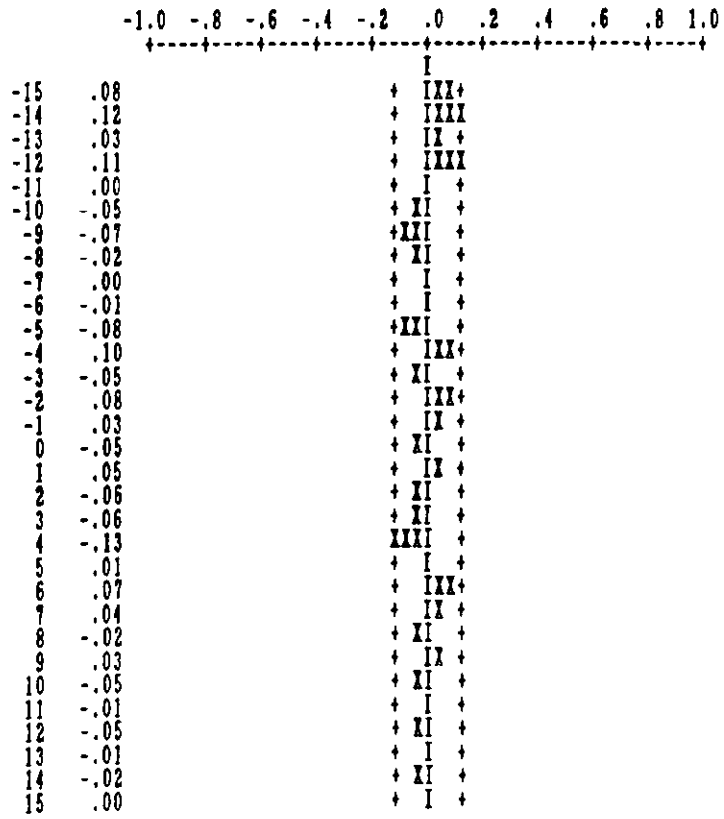
Gráfico F-34: Función de correlación cruzada entre el Tipo de Cambio Peseta/marco y el Diferencial de Tipos de Interés a 3 meses (euromercado) de la Peseta y el Marco

| | | | | | |
|--|---|----|--------|--|---------|
| TIME PERIOD ANALYZED | 1 | TO | 282 | | |
| NAMES OF THE SERIES | | | F3PMD | | R6 |
| EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS | | | 282 | | 282 |
| STANDARD DEVIATION OF THE SERIES | | | .1361 | | .1998 |
| MEAN OF THE (DIFFERENCED) SERIES | | | -.0065 | | -.0147 |
| STANDARD DEVIATION OF THE MEAN | | | .0081 | | .0119 |
| T-VALUE OF MEAN (AGAINST ZERO) | | | -.8036 | | -1.2339 |

| | | | | | |
|-------------|---------|----|-----|----------|------|
| CORRELATION | BETWEEN | R6 | AND | F3PMD IS | -.05 |
|-------------|---------|----|-----|----------|------|

| | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|----------|------|---------|------|-----|-----|-----|------|-----|------|------|------|
| CROSS CORRELATION BETWEEN | F3PMD(T) | AND | R6(T-L) | | | | | | | | | |
| 1- 12 | .05 | -.06 | -.06 | -.13 | .01 | .07 | .04 | -.02 | .03 | -.05 | -.01 | -.05 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | -.01 | -.02 | -.00 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|-------|-----|------------|-----|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| CROSS CORRELATION BETWEEN | R6(T) | AND | F3PMD(T-L) | | | | | | | | | |
| 1- 12 | .03 | .08 | -.05 | .10 | -.08 | -.01 | -.00 | -.02 | -.07 | -.05 | -.00 | .11 |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 | .06 |
| 13- 15 | .03 | .12 | .08 | | | | | | | | | |
| ST.E. | .06 | .06 | .06 | | | | | | | | | |



APENDICE G

Tests de no Linealidad

APENDICE G: TESTS DE NO LINEALIDAD

1- TEST DE GRANGER Y NEWBOLD (1976)

Granger y Newbold consideran que si una serie y_t es gaussiana y por lo tanto lineal, entonces el cuadrado de ésta seguirá comportándose bajo el mismo esquema (gaussiana y lineal). Si esto se cumple, entonces también se verificará:

$$r_k(y_t^2) = [r(y_t)]^2 \quad \text{para todo } k \quad (G-1)$$

siendo $r_k(.)$ la autocorrelación estimada de $.$ para el retardo k .

Siguiendo a Granger y Newbold (1976), cualquier desviación de este resultado indicaría un grado de no linealidad.

2- TEST DE MARAVALL (1983)

Maravall (1983) parte del resultado de Granger (1981) que propone observar la función de autocorrelación de a_t^2 (cuadrado de los residuos de cualquier modelo ARMA estimado). Si a_t es un proceso independiente, también lo será a_t^2 . Sin embargo, si los residuos no son independientes y el modelo es no lineal, ésto se reflejará probablemente en la función de autocorrelación del cuadrado de los residuos del modelo estimado que, si son lineales, serán ruido blanco. Utilizando este argumento, Maravall (1983) demuestra que si

y_t es un proceso estacionario lineal (gaussiano), entonces se cumplirá:

$$|r_k(y_t)| > r_k(y_t^2) > 0 \quad \text{para todo } k=0$$

puesto que a menos que ambos sean nulos, un incremento en algunas autocorrelaciones al elevar la variable al cuadrado implicaría no linealidad.

En estas condiciones, Maravall (1983) extiende el estadístico Q (pudiendo ser tanto el estadístico de Box y Pierce como el de Box y Ljung). Puesto que Q es una medida agregada de un conjunto de autocorrelaciones, se puede extender el resultado anterior, deduciéndose:

$$Q_k(y_y) \geq Q_k(y_t^2)$$

por lo que un incremento en el valor del estadístico Q al calcular las autocorrelaciones de y_t^2 sería una indicación de no linealidad, pudiéndose verificar tanto para la variable original como para los residuos de cualquier modelo ARMA. Según Maravall, bajo la hipótesis de no linealidad,

$$r_k(a_t^2) \sim N(0, 1/T)$$

por lo que los estadísticos Q para la serie de los cuadrados de los residuos del cualquier modelo ARMA se distribuirá probablemente como una χ^2 .

3- TEST DE McLEOD Y LI (1983)

Proponen un test similar al de Box-Pierce o Box-Ljung para detectar la posible no linealidad de una serie, basado en las autocorrelaciones al cuadrado.

Definen como $\{\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_T\}$ los residuos de cualquier modelo ARIMA estimado y la función de autocorrelación residual por:

$$\hat{r}_a(k) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} \hat{a}_t \cdot \hat{a}_{t+k}}{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2} \quad k=1, 2, \dots$$

El estadístico de Box-Ljung, cuya expresión viene dada por:

$$Q_a = T(T+2) \sum_{k=1}^m \hat{r}_a^2(k) / (T-k)$$

se utiliza normalmente para detectar posibles errores de especificación en los modelos ARIMA. Bajo la hipótesis nula de que modelo ARIMA se encuentra correctamente especificado, este estadístico se distribuye asintóticamente como una χ^2 con $(m-p-q)$ grados de libertad.

McLeod y Li definen la función de autocorrelación del cuadrado de los residuos mediante la expresión:

$$\hat{r}_{aa}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (\hat{a}_t^2 - \hat{\sigma}^2) (\hat{a}_{t+k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{a}_t^2 - \sigma^2)}$$

$$\text{donde } \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2}{T}$$

y proponen una modificación del estadístico de Box-Ljung, cuya expresión es:

$$Q_{aa}^* = T(T+2) \sum_{k=1}^m \hat{r}_{aa}^2(k) / (T-k)$$

Este estadístico se podría utilizar para detectar cualquier error de especificación del modelo. Si los a_t son independientes, se demuestra que este estadístico se distribuye asintóticamente como una χ^2 con m grados de libertad. McLeod y Li realizaron ejercicios de simulación demostrando que los niveles de significación empíricos de Q_{aa}^* son satisfactorios para la mayor parte de los tamaños muestrales

pero no llevaron a cabo estudios sobre la potencia de este estadístico.

4- TEST DE KEENAN (1985)

Keenan asume que cualquier serie puede representarse mediante una expansión de Volterra, la cual a su vez puede aproximarse por una expresión de orden 2 definida por:

$$x_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty} \theta_u a_{t-u} + \sum_{v=-\infty}^{\infty} \sum_{u=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} a_{t-u} a_{t-v} \quad (G-2)$$

expresión a partir de la cual se pueden derivar todos los modelos de series temporales, tanto lineales como no lineales. Esta aproximación será lineal si y sólo si el último término de la parte derecha de (G-2) es nulo. Keenan recuerda que llevar a cabo, en la regresión, un test para contrastar la nulidad de este término, equivale a realizar un test de Tuckey de no aditividad con un grado de libertad.

Así, el test propuesto por Keenan para contrastar la posible no linealidad de una serie se realiza en cuatro etapas que pasamos a desarrollar.

Primera etapa

Para un valor de M especificado por el investigador se realiza la regresión de X_S sobre $\{1, X_{S-1}, X_{S-2}, \dots, X_{S-M}\}$, definiéndose así:

\hat{X}_S : los valores ajustados de esta regresión

\hat{a}_S : los residuos de esta regresión

SSE: la suma cuadrática de los residuos siendo

$$s = M+1, M+2, \dots, n$$

Segunda etapa

Realizar la regresión de \hat{X}_s^2 sobre $(1, X_{s-1}, \dots, X_{s-M})$, llamando ϵ_s a los residuos estimados de este modelo para $s = M+1, M+2, \dots, n$.

Tercera etapa

Se hace la regresión de $\hat{a} = (\hat{a}_{M+1}, \hat{a}_{M+2}, \dots, \hat{a}_n)$ sobre $\epsilon = (\epsilon_{M+1}, \epsilon_{M+2}, \dots, \epsilon_n)$ y se calcula el estadístico:

$$\delta = \delta_0 \left[\sum_{t=M+1}^T \epsilon_t^2 \right]^{1/2}$$

donde δ_0 es el coeficiente de la regresión de esta etapa.

Cuarta etapa

Con el estadístico δ , obtenido en la etapa anterior, se procede al cálculo del estadístico siguiente:

$$F_{1, n-2M-2} = \frac{\delta^2 (n - 2M - 2)}{SSE - \delta^2}$$

La hipótesis nula de linealidad es, por la expresión (G-2):

$$H_0: \sum_{v=-\infty}^{\infty} \sum_{u=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} a_{t-u} a_{t-v} = 0$$

De esta forma, bajo la hipótesis nula y la hipótesis de que los $\{a_t\}$ son iid $N(0, \sigma^2)$, el estadístico F se distribuye como una F con 1 y $n-2M-2$ grados de libertad,

lo que se considera como el estadístico de Keenan para detectar la posible no linealidad de una serie.

En la primera etapa del procedimiento, Keenan presupone que M se escoge de forma que se pueda obtener una aproximación autorregresiva. La elección del valor de M se debería hacer, según Keenan, utilizando alguno de los criterios desarrollados en la literatura, como el criterio de Akaike o el de Schwarz. Naturalmente, estos criterios asumen que la variable original es normal.

Davies y Petruccelli (1986) analizaron este test deduciendo que se pueden plantear problemas cuando se utilicen series que estén próximas a la no estacionariedad.

5- Test de bilinealidad

Peña (1985) extiende el principio del test de los multiplicadores de Lagrange (Rao (1947)) a la contrastación de las estructuras bilineales que puede presentar una serie, siendo la hipótesis nula de este contraste:

$$H_0: x_t = \sum_{k,j} b_{k,j} x_{t-k} x_{t-j} + e_t, \quad b_{k,j} = 0 \text{ para todo } k, j$$

$$e_t \sim \text{iid}N(0, \sigma^2)$$

mientras que la hipótesis alternativa aparecerá representada por la expresión:

$$H_1: x_t = \sum_{k,j} b_{k,j} x_{t-k} x_{t-j} + e_t, \quad b_{k,j} \neq 0 \text{ para algún } k, j$$

Para los modelos bilineales diagonales, en los que $k=j$, se contrastará la hipótesis nula: $H_0: x_t = e_t$ frente a la

hipótesis alternativa $H_1: x_{t-k}e_{t-k} + e_t$, realizando la regresión:

$$x_t = bx_{t-k}^2 + n_t \quad (G-3)$$

El contraste, denotado ES_0 , se calcula mediante la expresión:

$$ES_0^* = TR^2 \quad (G-4)$$

distribuyéndose como una X^2 con un grado de libertad donde T es el número de observaciones y R^2 es el coeficiente de determinación de la regresión realizada en (G-3).

Para los modelos bilineales subdiagonales o superdiagonales ($j > k$ y $j < k$ respectivamente), la hipótesis nula será la misma que en el caso anterior, mientras que la hipótesis alternativa se expresa por:

$$H_1: x_t = bx_{t-j}e_{t-k} + e_t$$

por lo que se deberá realizar la regresión:

$$x_t = bx_{t-j}x_{t-k} + n_t$$

construyéndose el test de la misma forma que en (G-4). Así, los valores del test, para diferentes j y k en los modelos tanto diagonales como sub y superdiagonales, significativos (mayores que el valor de la X^2_1 para un nivel de significación determinado) serán los comportamientos bilineales que contiene la variable analizada.

6- Test ARCH

Engle (1982), al desarrollar los modelos ARCH, presentó también un método de contrastación de estos efectos, en el que la hipótesis nula viene expresada por:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_R = 0$$

donde los α son los parámetros del modelo ARCH, representado en (4.8).

El procedimiento para construir este test, que utiliza de nuevo el principio de los multiplicadores de Lagrange, consiste, en una primera etapa, en estimar el modelo ARMA, expresado en (4.7), y utilizar los residuos para realizar la regresión:

$$\epsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + a_t \quad (G-5)$$

siendo ϵ_t los residuos de la estimación del modelo (4.7). Finalmente, se construye el estadístico TR^2 que se distribuye, bajo la hipótesis nula, como una X^2 con R grados de libertad. A partir de la estimación de (G-5) se determinarían los retardos significativos que deben incluirse en el modelo ARCH correspondiente.

7- RESULTADOS DE LOS TESTS DE NO LINEALIDAD APLICADOS A LOS RESIDUOS DE LOS MODELOS DEL CAPITULO 4

TABLA G-1: TEST DE GRANGER Y NEWBOLD

| | Peseta/dólar | | Peseta/marco | | | | Peseta/franco | | | | | | | |
|----|--------------|---------|--------------|---------|--------|---------|---------------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| | (D-1) | | (D-2) | | (D-5) | | (D-3) | | (D-4) | | (D-6) | | (D-7) | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| 1 | .00001 | .14834 | .00005 | .07435 | .00002 | .03053 | .00080 | -.02326 | .00096 | -.00232 | .00147 | .05261 | .00187 | .06803 |
| 2 | .00162 | .06769 | .00055 | .08615 | .00364 | .11613 | .00007 | .07838 | .00096 | .05464 | .00037 | .01394 | .01340 | .02432 |
| 3 | .00006 | .09751 | .00707 | .02493 | .00315 | .05783 | .00243 | .01293 | .00102 | .01326 | .00190 | .01032 | .00405 | .02791 |
| 4 | .00440 | .10802 | .00170 | .03261 | .00836 | .04424 | .00636 | .00620 | .00794 | .02260 | .00490 | .05701 | .00052 | .03121 |
| 5 | .00004 | .04087 | .00725 | .04200 | .00113 | .04613 | .00049 | -.03289 | .00045 | -.06448 | .00066 | -.00139 | .00056 | -.09851 |
| 6 | .00001 | .01701 | .00395 | .02872 | .00790 | -.00366 | .01212 | -.01352 | .01234 | .00145 | .00360 | .09315 | .00793 | -.03287 |
| 7 | .00290 | .05615 | .00024 | .03449 | .00045 | .00501 | .00117 | -.04669 | .00123 | -.05319 | .00057 | -.00695 | .00069 | -.02162 |
| 8 | .00042 | .09990 | .00000 | .03387 | .00108 | -.04689 | .00334 | -.04694 | .00001 | -.07299 | .00144 | -.00187 | .00422 | -.09228 |
| 9 | .00278 | -.01848 | .00442 | -.06094 | .00542 | -.01951 | .00123 | -.07999 | .00010 | -.08818 | .00040 | -.00635 | .00027 | -.06176 |
| 10 | .00721 | .04550 | .00855 | -.03939 | .00785 | -.05925 | .02103 | .00609 | .00193 | -.03879 | .01945 | -.02119 | .00064 | .00577 |
| 11 | .00102 | -.06427 | .00014 | -.02881 | .00125 | -.03630 | .00141 | -.08370 | .00260 | -.06721 | .00348 | .02646 | .00074 | -.09195 |
| 12 | .00000 | -.00269 | .00388 | .10426 | .00079 | .02062 | .00598 | -.03151 | .00070 | -.03681 | .01529 | -.01722 | .01033 | -.03497 |
| 13 | .00013 | .05713 | .00003 | .04652 | .00052 | .08043 | .00003 | -.06660 | .00037 | -.08520 | .00067 | -.03088 | .00664 | -.00099 |
| 14 | .00088 | .03861 | .00218 | .04832 | .00657 | .00902 | .00126 | .00399 | .00036 | -.00714 | .00078 | .04065 | .00815 | .05771 |
| 15 | .00844 | .05454 | .00387 | .02951 | .00365 | .03642 | .00105 | -.04151 | .00158 | -.06022 | .00296 | .05983 | .00623 | .05008 |
| 16 | .00031 | .14328 | .00041 | .01227 | .00004 | .00143 | .00076 | .01652 | .00016 | .01449 | .00147 | .01612 | .00015 | -.04219 |
| 17 | .00006 | .04351 | .00058 | .03474 | .00083 | .05461 | .00003 | .00430 | .00037 | -.00459 | .00315 | -.00120 | .00251 | -.06741 |
| 18 | .00452 | .05604 | .00710 | .03187 | .00557 | .01686 | .00921 | .02710 | .00563 | .04627 | .00673 | .08002 | .00323 | .08178 |
| 19 | .00167 | .01002 | .00179 | -.01586 | .00190 | -.03580 | .00059 | -.08250 | .00042 | -.08499 | .00164 | -.03555 | .00012 | .00711 |
| 20 | .00223 | .07160 | .02469 | .01896 | .01232 | -.00486 | .00163 | .34749 | .00000 | .35945 | .00061 | .00790 | .00063 | .06300 |
| 21 | .00000 | .02001 | .00081 | -.00040 | .00080 | -.06485 | .01426 | -.01756 | .01618 | -.00750 | .00038 | -.01016 | .00730 | .12452 |
| 22 | .00260 | .04058 | .00098 | .09197 | .00010 | .09358 | .00283 | .01744 | .00304 | .02819 | .01336 | .01849 | .00245 | .12908 |
| 23 | .00156 | -.05150 | .00139 | -.02682 | .00030 | -.06330 | .01645 | .12337 | .01060 | .12280 | .00567 | .00932 | .00000 | -.03656 |
| 24 | .00005 | .09906 | .00026 | -.02995 | .00106 | -.05033 | .00347 | -.03527 | .00499 | -.02682 | .01130 | .00668 | .01526 | .09262 |
| 25 | .00148 | -.03250 | .00242 | -.07060 | .00049 | -.07174 | .00013 | -.04691 | .00033 | -.06213 | .00186 | -.00125 | .00138 | -.02697 |
| 26 | .00213 | .02713 | .00375 | -.04946 | .00316 | -.02207 | .00569 | -.05527 | .00500 | -.04966 | .00129 | -.02774 | .00209 | -.03677 |
| 27 | .00537 | -.04313 | .00000 | -.06650 | .00000 | -.05749 | .00013 | -.05854 | .00014 | -.06176 | .00005 | -.03853 | .00244 | -.06132 |
| 28 | .01102 | .00182 | .00048 | -.05928 | .00208 | -.04202 | .00033 | -.05691 | .00006 | -.07100 | .00004 | -.00870 | .00361 | .03112 |
| 29 | .00411 | -.00684 | .00015 | -.08198 | .00024 | -.07153 | .00386 | -.08432 | .00463 | -.07255 | .00166 | .02871 | .00000 | -.03090 |
| 30 | .00444 | .02440 | .00299 | -.03401 | .00356 | -.03908 | .01596 | .00854 | .01274 | .01209 | .00667 | -.00899 | .00356 | -.03053 |
| 31 | .00602 | -.01171 | .00076 | -.03780 | .00017 | -.04506 | .00049 | -.07150 | .00005 | -.08198 | .00223 | -.02492 | .00029 | -.02964 |
| 32 | .00531 | .03573 | .00634 | -.00618 | .00050 | .01331 | .00398 | -.06439 | .00632 | -.07136 | .00090 | -.02544 | .00099 | -.12822 |
| 33 | .00521 | -.04915 | .00232 | .01723 | .00335 | .00386 | .01434 | -.00938 | .01286 | -.02054 | .01476 | -.00410 | .00125 | -.05167 |
| 34 | .00237 | .04899 | .00011 | -.04111 | .00037 | -.02902 | .00000 | -.03022 | .00041 | -.00386 | .00218 | -.00377 | .00073 | -.01723 |
| 35 | .00208 | -.10967 | .00192 | .01780 | .00179 | .02393 | .00116 | .04822 | .00308 | .04006 | .00002 | -.02227 | .00439 | .01200 |
| 36 | .00015 | -.06496 | .00165 | -.02136 | .00341 | .00680 | .00221 | -.00441 | .00054 | .00786 | .01468 | -.03247 | .00551 | -.03424 |

(1) Cuadrado de la función de autocorrelación de los residuos de cada modelo
 (2) Función de autocorrelación del cuadrado de los residuos de cada modelo

| TABLA G-2: TEST DE MARAVALL | | | | | | | |
|-----------------------------|---------|---------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
| | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| Q _a (12) | 6.0 | 11.0 | 11.9 | 16.7 | 10.1 | 16.0 | 13.1 |
| Q _a (12) | 19.9 | 10.6 | 8.5 | 11.4 | 13.0 | 5.3 | 11.7 |
| Q _a (24) | 12.7 | 24.4 | 22.0 | 36.3 | 25.5 | 29.1 | 29.2 |
| Q _a (24) | 36.0 | 16.2 | 18.1 | 33.6 | 36.3 | 23.0 | 31.4 |
| Q _a (36) | 28.5 | 31.7 | 28.1 | 54.0 | 41.0 | 41.8 | 37.5 |
| Q _a (36) | 44.6 | 24.9 | 24.7 | 43.1 | 47.7 | 32.4 | 41.0 |

| TABLA G-3: TEST DE McLEOD Y LI | | | | | | | |
|--------------------------------|---------|---------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
| | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| Q [*] aa(12) | 19.9 | 10.6 | 8.5 | 11.4 | 13.0 | 5.3 | 11.7 |
| Q [*] aa(24) | 36.0 | 16.2 | 18.1 | 33.6 | 36.3 | 23.0 | 31.4 |
| Q [*] aa(36) | 44.6 | 24.9 | 24.7 | 43.1 | 47.7 | 32.4 | 41.0 |

Valores de la χ^2 para el 95%: $\chi^2_{12} = 21.026$; $\chi^2_{24} = 36.415$;
 $\chi^2_{30} = 43.773$

| TABLA G-4: TEST DE KEENAN | | | | | | | |
|---------------------------|---------|---------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
| F | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| M=1 | 1.866 | 0.002 | 0.156 | 0.045 | 0.473 | 1.622 | 0.871 |
| M=2 | 0.002 | 0.012 | 0.972 | 7.032 | 6.292 | 2.583 | 0.110 |
| M=3 | 0.339 | 0.164 | 0.108 | 0.306 | 6.031 | 1.025 | 0.672 |
| M=4 | 0.867 | 1.058 | 2.246 | 0.122 | 0.260 | 6.680 | 1.057 |
| M=5 | 0.703 | 0.895 | 1.978 | 0.129 | 0.458 | 7.839 | 1.022 |
| M=6 | 0.295 | 0.042 | 1.102 | 0.083 | 0.062 | 4.475 | 0.048 |
| M=7 | 0.005 | 0.095 | 0.939 | 0.046 | 0.129 | 4.728 | 0.032 |
| M=8 | 0.535 | 0.175 | 0.846 | 0.020 | 0.147 | 3.634 | 0.170 |
| M=9 | 0.309 | 1.314 | 2.104 | 0.132 | 0.023 | 3.897 | 0.152 |
| M=10 | 0.132 | 1.364 | 1.745 | 0.555 | 0.007 | 4.163 | 0.032 |

$F_{1,200}(.95) = 3.89$ y $F_{1,200}(.99) = 6.76$

| TABLA G-5 A): TEST DE BILINEALIDAD | | | | | | | |
|------------------------------------|---------|---------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
| TR ² | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| <u>Diagonal</u> | | | | | | | |
| i=j=1 | 0.311 | 0.033 | 0.004 | 0.039 | 0.311 | 1.384 | 0.822 |
| i=j=2 | 0.187 | 0.081 | 0.071 | 2.718 | 2.584 | 0.018 | 0.398 |
| i=j=3 | 0.253 | 0.006 | 0.472 | 4.846 | 3.563 | 1.938 | 0.295 |
| i=j=4 | 0.579 | 0.331 | 0.168 | 0.005 | 0.023 | 0.959 | 0.453 |
| i=j=5 | 1.563 | 0.226 | 0.141 | 0.383 | 0.019 | 0.221 | 1.406 |
| i=j=6 | 0.876 | 1.852 | 0.383 | 0.026 | 0.025 | 0.039 | 1.812 |
| i=j=7 | 1.627 | 1.859 | 1.762 | 0.232 | 0.042 | 0.005 | 0.562 |
| i=j=8 | 2.592 | 0.195 | 1.740 | 0.158 | 0.464 | 0.471 | 0.998 |
| i=j=9 | 3.843 | 0.118 | 0.221 | 0.031 | 0.091 | 0.006 | 0.619 |
| i=j=10 | 0.294 | 0.256 | 0.367 | 3.124 | 2.889 | 0.262 | 0.875 |
| <u>Sub y Super diagonal</u> | | | | | | | |
| i=1, j=2 | 1.265 | 1.723 | 2.366 | 7.877 | 6.482 | 8.719 | 0.279 |
| i=2, j=3 | 1.571 | 0.829 | 1.289 | 0.716 | 1.976 | 1.734 | 1.495 |
| i=3, j=4 | 2.371 | 2.196 | 0.091 | 1.582 | 5.401 | 0.469 | 0.572 |
| i=4, j=5 | 2.466 | 0.207 | 1.273 | 0.212 | 0.292 | 0.542 | 0.464 |
| i=5, j=6 | 0.184 | 1.632 | 1.764 | 0.550 | 0.356 | 2.086 | 0.441 |
| i=6, j=7 | 0.288 | 2.335 | 2.233 | 0.008 | 0.047 | 4.032 | 0.408 |
| i=7, j=8 | 3.866 | 0.046 | 0.005 | 1.547 | 0.213 | 0.455 | 0.509 |
| i=8, j=9 | 3.029 | 0.555 | 0.273 | 0.560 | 5.129 | 8.819 | 1.328 |
| i=9, j=10 | 2.201 | 0.134 | 0.025 | 0.153 | 1.148 | 0.061 | 0.614 |
| i=1, j=3 | 0.552 | 0.924 | 0.037 | 3.340 | 4.180 | 2.298 | 2.957 |
| i=2, j=4 | 0.111 | 0.112 | 1.654 | 0.408 | 0.049 | 0.177 | 0.515 |
| i=3, j=5 | 0.107 | 0.125 | 1.959 | 0.147 | 0.102 | 1.587 | 1.959 |
| i=4, j=6 | 3.349 | 1.856 | 0.207 | 1.225 | 2.261 | 0.111 | 0.165 |
| i=5, j=7 | 2.985 | 0.141 | 0.136 | 0.008 | 0.055 | 1.256 | 0.078 |
| i=6, j=8 | 1.101 | 0.008 | 0.114 | 0.169 | 0.464 | 0.386 | 0.580 |
| i=7, j=9 | 0.527 | 1.647 | 0.139 | 0.648 | 1.108 | 1.594 | 0.491 |
| i=8, j=10 | 0.895 | 0.107 | 0.297 | 0.533 | 0.082 | 0.759 | 0.603 |
| i=9, j=11 | 0.517 | 0.262 | 0.972 | 0.709 | 0.547 | 0.173 | 0.468 |
| i=1, j=4 | 0.143 | 0.408 | 1.250 | 0.002 | 0.077 | 2.231 | 0.434 |
| i=2, j=5 | 0.115 | 2.023 | 0.053 | 0.520 | 0.150 | 0.650 | 0.197 |
| i=3, j=6 | 0.165 | 0.229 | 0.212 | 0.212 | 0.104 | 0.038 | 0.626 |
| i=4, j=7 | 1.590 | 0.237 | 1.374 | 1.374 | 3.254 | 1.191 | 3.395 |
| i=5, j=8 | 6.230 | 0.298 | 0.134 | 0.134 | 0.182 | 0.620 | 0.179 |
| i=6, j=9 | 0.546 | 0.311 | 0.670 | 0.670 | 0.032 | 0.220 | 0.621 |
| i=7, j=10 | 0.455 | 0.189 | 0.026 | 0.026 | 0.001 | 0.566 | 0.603 |
| i=8, j=11 | 0.045 | 1.103 | 0.140 | 0.140 | 0.587 | 1.772 | 0.252 |
| i=9, j=12 | 0.670 | 0.564 | 0.246 | 0.246 | 7.328 | 0.817 | 1.180 |

TABLA G-5 B): TEST DE BILINEALIDAD

| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
|-----------------|---------|---------|-------|---------|-------|-------|-------|
| TR ² | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| i=1, j=5 | 0.076 | 0.053 | 0.125 | 0.094 | 0.141 | 0.087 | 0.535 |
| i=2, j=6 | 0.550 | 0.030 | 0.120 | 0.110 | 0.018 | 0.119 | 0.539 |
| i=3, j=7 | 0.094 | 0.411 | 1.093 | 0.288 | 0.422 | 0.871 | 0.522 |
| i=4, j=8 | 0.028 | 0.153 | 0.093 | 0.023 | 0.029 | 1.026 | 0.627 |
| i=5, j=9 | 0.399 | 0.458 | 0.319 | 1.160 | 0.046 | 0.149 | 0.473 |
| i=6, j=10 | 6.882 | 0.039 | 1.080 | 2.215 | 1.030 | 0.071 | 0.361 |
| i=7, j=11 | 0.321 | 0.258 | 0.109 | 0.901 | 3.259 | 1.228 | 1.752 |
| i=8, j=12 | 1.523 | 1.540 | 3.677 | 0.174 | 0.262 | 0.110 | 4.359 |
| i=9, j=13 | 0.256 | 0.259 | 0.457 | 0.093 | 0.007 | 0.120 | 0.080 |

$X^2_1(.95) = 3.84$; $X^2_1(.99) = 6.635$

TABLA G-6: TEST DE ARCH

| | Spta/\$ | Spta/DM | | Spta/FF | | | |
|-----------------|---------|---------|--------|---------|--------|-------|-------|
| TR ² | (D-1) | (D-2) | (D-5) | (D-3) | (D-4) | (D-6) | (D-7) |
| R=1 | 6.201 | 1.560 | 2.431 | 0.012 | 0.038 | 0.076 | 0.100 |
| R=2 | 6.771 | 3.692 | 2.923 | 5.456 | 2.930 | 0.529 | 1.308 |
| R=3 | 9.232 | 5.025 | 5.231 | 5.022 | 3.729 | 0.721 | 1.353 |
| R=4 | 10.527 | 3.656 | 6.400 | 6.211 | 4.572 | 2.735 | 1.365 |
| R=5 | 10.750 | 6.454 | 7.349 | 6.107 | 6.713 | 3.354 | 4.415 |
| R=6 | 10.560 | 6.753 | 7.378 | 8.350 | 8.309 | 3.756 | 4.673 |
| R=7 | 10.127 | 7.915 | 7.795 | 8.176 | 8.327 | 3.684 | 4.673 |
| R=8 | 11.668 | 7.955 | 7.620 | 8.420 | 8.861 | 5.020 | 6.747 |
| R=9 | 12.437 | 10.710 | 9.259 | 8.396 | 10.257 | 5.975 | 7.034 |
| R=10 | 12.858 | 12.858 | 10.453 | 11.176 | 10.119 | 6.092 | 6.736 |

Valores de la $X^2(.95)$: R=1, $X^2(.95) = 3.84$; R=2, $X^2(.95) = 5.99$
R=3, $X^2(.95) = 7.81$; R=4, $X^2(.95) = 9.49$; R=5, $X^2(.95) = 11.07$;
R=6, $X^2(.95) = 12.59$; R=7, $X^2(.95) = 14.07$; R=8, $X^2(.95) = 15.51$
R=9, $X^2(.95) = 16.92$; R=10, $X^2(.95) = 18.31$.

APENDICE H

Datos Diarios de las Variables

TABLA B-1: Tipo de cambio peseta/dólar. Datos diarios originales.
 Período: 2/11/87 a 30/11/88

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 114.8100 | 113.8500 | 114.2200 | 113.8400 | 113.0500 |
| 111.5100 | 111.5100 | 112.1100 | 113.4600 | 113.9500 |
| 115.4000 | 114.3700 | 114.3000 | 112.9900 | 112.8500 |
| 112.6000 | 113.4200 | 112.5100 | 112.3500 | 111.7500 |
| 110.2900 | 111.4800 | 112.1000 | 111.3100 | 112.1000 |
| 113.0000 | 112.2500 | 112.2500 | 112.2800 | 110.2500 |
| 110.1400 | 110.3100 | 110.5000 | 110.1700 | 110.1400 |
| 110.7000 | 110.7500 | 111.2000 | 111.2000 | 111.2000 |
| 109.0500 | 108.4000 | 109.0000 | 109.0000 | 109.0000 |
| 108.1000 | 109.9500 | 111.8200 | 111.8200 | 112.7500 |
| 111.5100 | 111.5300 | 110.7000 | 111.2000 | 110.8500 |
| 114.2500 | 114.1800 | 112.9900 | 112.8000 | 113.0500 |
| 113.3000 | 113.5500 | 113.4900 | 113.2000 | 113.8300 |
| 114.6000 | 114.4500 | 114.0100 | 114.0700 | 113.5400 |
| 114.2200 | 114.1000 | 114.0400 | 113.9900 | 114.6500 |
| 115.4100 | 115.8400 | 115.4200 | 114.9400 | 114.7900 |
| 114.5000 | 114.1600 | 113.9000 | 114.5000 | 113.9300 |
| 113.8700 | 113.7800 | 113.4200 | 113.9400 | 113.7000 |
| 113.1100 | 112.1600 | 111.9400 | 112.0400 | 111.8500 |
| 111.6400 | 111.7800 | 112.0000 | 112.7100 | 113.6400 |
| 113.2600 | 113.3600 | 113.3300 | 112.5500 | 112.2500 |
| 111.1500 | 111.2900 | 111.4300 | 111.4300 | 111.4300 |
| 110.7400 | 110.7400 | 111.2700 | 111.0000 | 111.2700 |
| 111.5000 | 112.0300 | 112.3900 | 112.5600 | 110.8400 |
| 110.4700 | 110.3800 | 109.8400 | 110.2700 | 110.3900 |
| 110.5100 | 110.3100 | 110.8700 | 110.6300 | 110.3100 |
| 110.6300 | 110.6300 | 111.2300 | 110.8700 | 111.5600 |
| 111.1400 | 111.3700 | 111.5000 | 112.1500 | 111.5900 |
| 111.6800 | 111.5900 | 112.6800 | 112.4400 | 112.6300 |
| 112.2900 | 112.2900 | 112.4600 | 112.7900 | 112.9300 |
| 113.9700 | 114.0400 | 113.8800 | 113.9300 | 113.9300 |
| 113.7200 | 113.0600 | 113.3400 | 113.7100 | 113.4600 |
| 113.8400 | 113.9700 | 115.4500 | 115.5800 | 115.7300 |
| 115.8300 | 116.1300 | 116.8400 | 118.2600 | 118.7200 |
| 120.4900 | 119.0100 | 120.8000 | 121.5100 | 121.5100 |
| 121.6000 | 121.4000 | 121.0600 | 120.5100 | 120.5600 |
| 121.8100 | 121.8400 | 121.8400 | 122.4000 | 123.1200 |
| 125.3400 | 123.7400 | 122.5200 | 122.4100 | 120.8700 |
| 122.5200 | 122.5200 | 123.600 | 122.1500 | 123.8800 |
| 123.6300 | 122.8500 | 123.3900 | 123.4800 | 124.0000 |
| 124.5700 | 124.1900 | 125.7600 | 124.6600 | 123.7300 |
| 123.9100 | 123.9100 | 124.5500 | 124.8400 | 124.2700 |
| 125.3000 | 124.8400 | 124.4800 | 123.6400 | 122.9500 |
| 123.9200 | 124.2200 | 124.0100 | 124.1400 | 124.5600 |
| 123.3000 | 123.1400 | 123.1400 | 123.8700 | 123.2900 |
| 123.4300 | 123.4600 | 123.9900 | 125.2700 | 125.2300 |
| 125.0100 | 124.7100 | 125.0100 | 124.7000 | 124.7200 |
| 125.2900 | 124.8600 | 124.4100 | 124.5500 | 124.2300 |
| 123.5500 | 123.0800 | 123.2100 | 123.0000 | 123.4500 |
| 122.7800 | 122.4400 | 121.1800 | 121.1800 | 120.5900 |
| 119.9200 | 119.7700 | 118.9100 | 118.7200 | 117.8600 |
| 117.9500 | 118.5000 | 118.1400 | 117.7100 | 117.8800 |
| 116.9700 | 117.1800 | 117.1800 | 116.9500 | 117.2800 |
| 117.7400 | 117.4200 | 116.3300 | 116.3300 | 114.7200 |
| 115.3700 | 114.9800 | 114.8900 | 113.3600 | 114.7600 |
| 114.3200 | 113.7000 | 113.1000 | 112.6000 | 112.7400 |
| 113.7800 | 113.0400 | 113.2100 | | |

TABLA H-2: Tipo de cambio peseta/marco. Datos diarios originales.
 Período: 2/11/87 a 30/11/88

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 66.69500 | 66.77500 | 66.82000 | 67.16500 | 67.38001 |
| 67.37500 | 67.37500 | 67.32500 | 67.45500 | 67.44500 |
| 67.22500 | 67.39500 | 67.37000 | 67.28500 | 67.39500 |
| 67.60500 | 67.44000 | 67.28500 | 67.38500 | 67.39000 |
| 67.43500 | 67.46500 | 67.58500 | 67.62500 | 67.77500 |
| 67.63500 | 67.53500 | 67.65500 | 67.57500 | 67.56500 |
| 67.83500 | 67.75500 | 67.75500 | 67.84500 | 67.94500 |
| 67.96500 | 67.93000 | 67.91500 | 67.91500 | 67.91500 |
| 68.03500 | 68.14500 | 68.22500 | 68.22500 | 68.22500 |
| 68.34500 | 68.11500 | 68.11500 | 68.13500 | 68.09500 |
| 68.13500 | 68.11500 | 68.00500 | 67.89500 | 67.94500 |
| 67.83500 | 67.86500 | 67.88500 | 67.87500 | 67.72500 |
| 67.66500 | 67.75500 | 67.82500 | 67.82500 | 67.91500 |
| 67.71500 | 67.72500 | 67.56500 | 67.33000 | 67.21500 |
| 67.00500 | 67.00500 | 67.49500 | 67.31500 | 67.71500 |
| 67.54500 | 67.55000 | 67.41500 | 67.41500 | 67.21500 |
| 67.24500 | 67.46500 | 67.29500 | 67.36500 | 67.46500 |
| 67.46500 | 67.35500 | 67.22500 | 67.19000 | 67.13001 |
| 67.07500 | 67.08500 | 67.05500 | 67.05500 | 67.44000 |
| 67.31500 | 67.14500 | 67.10500 | 67.22500 | 67.10500 |
| 67.01500 | 67.00500 | 66.78500 | 66.76000 | 66.77000 |
| 66.75500 | 66.82500 | 66.77000 | 66.77000 | 66.77000 |
| 66.76500 | 66.76500 | 66.58500 | 66.10000 | 66.30500 |
| 66.15500 | 66.45500 | 66.33500 | 66.51500 | 66.61000 |
| 66.35500 | 66.37000 | 66.10500 | 66.14000 | 66.05500 |
| 66.00500 | 66.00000 | 66.01000 | 66.13001 | 66.16500 |
| 66.00000 | 66.00000 | 66.13500 | 66.09500 | 66.36500 |
| 66.13001 | 66.23500 | 66.47500 | 66.47500 | 66.38001 |
| 66.23500 | 66.14000 | 66.12000 | 66.17500 | 66.13001 |
| 66.09000 | 66.09000 | 66.04500 | 66.05000 | 66.06000 |
| 66.05000 | 66.05000 | 66.21000 | 66.21000 | 66.10000 |
| 66.07500 | 66.05000 | 66.04000 | 66.04000 | 66.08500 |
| 66.05000 | 66.05500 | 66.06000 | 66.05000 | 66.05000 |
| 66.05000 | 66.05500 | 66.20500 | 66.08000 | 66.11500 |
| 66.08500 | 66.21000 | 66.30000 | 66.69500 | 66.74001 |
| 66.66000 | 66.52000 | 66.55500 | 66.30500 | 66.15000 |
| 66.14500 | 66.18500 | 66.22000 | 66.32000 | 66.36500 |
| 66.32000 | 66.30500 | 66.25500 | 66.26500 | 66.21500 |
| 66.12500 | 66.12500 | 66.08000 | 65.75000 | 65.77500 |
| 65.86000 | 65.78000 | 65.75000 | 65.75500 | 65.75000 |
| 65.50500 | 65.50000 | 65.50000 | 65.61000 | 65.78000 |
| 65.64500 | 65.64500 | 65.59500 | 65.52500 | 65.54000 |
| 65.50000 | 65.52000 | 65.63500 | 65.94500 | 66.00500 |
| 66.39500 | 66.34500 | 66.13500 | 66.02500 | 66.49001 |
| 66.48000 | 66.46000 | 66.89000 | 66.95000 | 66.84000 |
| 66.79500 | 66.86000 | 66.94500 | 66.79000 | 66.78500 |
| 66.80500 | 66.73500 | 66.68500 | 66.49500 | 66.45000 |
| 66.33500 | 66.35000 | 66.21000 | 66.18000 | 66.09000 |
| 66.10500 | 66.18500 | 66.05500 | 66.06000 | 66.12500 |
| 66.19000 | 66.18000 | 66.18000 | 66.13500 | 66.19500 |
| 66.19000 | 65.81000 | 65.75000 | 65.79000 | 65.87000 |
| 65.92500 | 65.95000 | 65.98000 | 66.31000 | 66.10000 |
| 66.20000 | 66.20000 | 65.81000 | 65.92000 | 65.87000 |
| 65.86500 | 65.88500 | 65.88500 | 66.05500 | 66.09000 |
| 66.01500 | 65.89000 | 65.82500 | 65.91500 | 65.89000 |
| 65.85000 | 65.79500 | 65.70000 | 65.61000 | 65.61500 |
| 65.60500 | 65.24500 | 65.28000 | | |

TABLA H-3: Tipo de cambio peseta/franco. Datos diarios originales.
Periodo: 2/11/87 a 30/11/88

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 19.67500 | 19.57500 | 19.64000 | 19.69500 | 19.87500 |
| 19.80500 | 19.80500 | 19.80500 | 19.84000 | 19.83500 |
| 19.91500 | 19.92500 | 19.87500 | 19.83500 | 19.83500 |
| 19.88500 | 19.88500 | 19.84500 | 19.87500 | 19.80500 |
| 19.82500 | 19.83500 | 19.88500 | 19.89500 | 19.91500 |
| 19.94500 | 19.95500 | 19.95500 | 19.92500 | 19.89500 |
| 20.00500 | 19.98500 | 19.98500 | 20.04500 | 20.07500 |
| 20.09500 | 20.09500 | 20.10500 | 20.10500 | 20.10500 |
| 20.08500 | 20.10500 | 20.15500 | 20.15500 | 20.15500 |
| 20.18500 | 20.15500 | 20.15500 | 20.15500 | 20.16500 |
| 20.16500 | 20.17500 | 20.14500 | 20.10500 | 20.09500 |
| 20.12500 | 20.13500 | 20.12500 | 20.12500 | 20.08500 |
| 20.07500 | 20.10500 | 20.11500 | 20.11500 | 20.15500 |
| 20.09500 | 20.07500 | 20.01500 | 19.95500 | 19.88500 |
| 19.83500 | 19.85500 | 19.99500 | 19.96500 | 19.98500 |
| 19.98500 | 20.02500 | 19.95500 | 19.95500 | 19.87500 |
| 19.88500 | 19.92500 | 19.89500 | 19.92500 | 19.94500 |
| 19.92500 | 19.89500 | 19.85500 | 19.86500 | 19.84500 |
| 19.80500 | 19.80500 | 19.79500 | 19.74500 | 19.80500 |
| 19.80500 | 19.76500 | 19.71500 | 19.76500 | 19.77500 |
| 19.72500 | 19.69500 | 19.65500 | 19.64500 | 19.66500 |
| 19.68500 | 19.70500 | 19.69500 | 19.69500 | 19.69500 |
| 19.68500 | 19.68500 | 19.59500 | 19.48000 | 19.57500 |
| 19.51000 | 19.58500 | 19.59500 | 19.61500 | 19.61500 |
| 19.55500 | 19.52500 | 19.48500 | 19.47500 | 19.44500 |
| 19.42500 | 19.42500 | 19.45000 | 19.48500 | 19.48500 |
| 19.41500 | 19.41500 | 19.45500 | 19.43500 | 19.49500 |
| 19.48500 | 19.54500 | 19.58500 | 19.58500 | 19.56500 |
| 19.52500 | 19.52500 | 19.53500 | 19.54500 | 19.54500 |
| 19.55500 | 19.55500 | 19.56500 | 19.57500 | 19.59500 |
| 19.67500 | 19.65000 | 19.60500 | 19.53500 | 19.53500 |
| 19.55000 | 19.53500 | 19.55500 | 19.56500 | 19.56500 |
| 19.54500 | 19.57500 | 19.58500 | 19.56500 | 19.58500 |
| 19.58500 | 19.58500 | 19.65500 | 19.61500 | 19.63500 |
| 19.60500 | 19.63500 | 19.66500 | 19.77500 | 19.80500 |
| 19.78500 | 19.76500 | 19.76500 | 19.69500 | 19.67500 |
| 19.66500 | 19.67500 | 19.64500 | 19.65500 | 19.70500 |
| 19.66500 | 19.65500 | 19.65500 | 19.61500 | 19.63500 |
| 19.61500 | 19.61500 | 19.60500 | 19.50000 | 19.53500 |
| 19.55000 | 19.50000 | 19.49500 | 19.49000 | 19.49500 |
| 19.42500 | 19.41500 | 19.40500 | 19.39500 | 19.40000 |
| 19.36500 | 19.36500 | 19.36500 | 19.33500 | 19.33500 |
| 19.32000 | 19.31500 | 19.32500 | 19.41500 | 19.43500 |
| 19.59000 | 19.53500 | 19.48500 | 19.45500 | 19.55500 |
| 19.55500 | 19.53500 | 19.65500 | 19.64500 | 19.64500 |
| 19.65500 | 19.65500 | 19.66500 | 19.62500 | 19.63500 |
| 19.66500 | 19.62500 | 19.62500 | 19.57500 | 19.52000 |
| 19.49500 | 19.48000 | 19.49500 | 19.44000 | 19.43000 |
| 19.42500 | 19.43000 | 19.39500 | 19.39500 | 19.40500 |
| 19.42500 | 19.41500 | 19.38500 | 19.38500 | 19.39500 |
| 19.38500 | 19.28500 | 19.26500 | 19.26500 | 19.26500 |
| 19.28500 | 19.31000 | 19.36000 | 19.42500 | 19.37500 |
| 19.39500 | 19.29000 | 19.29000 | 19.31000 | 19.30500 |
| 19.31500 | 19.31500 | 19.30500 | 19.30500 | 19.32500 |
| 19.31500 | 19.28500 | 19.26500 | 19.28500 | 19.27500 |
| 19.26500 | 19.24500 | 19.22500 | 19.20500 | 19.20500 |
| 19.23500 | 19.11500 | 19.10500 | | |

TABLA B-4: Diferenciales de tipos de interés interbancarios.
A-1) entre la peseta y el dólar - a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 7.310000 | 7.500000 | 7.440000 | 7.889999 | 7.930000 |
| 7.810000 | 7.810000 | 7.750000 | 7.810000 | 7.810000 |
| 7.820000 | 7.820000 | 7.810000 | 7.870000 | 7.940000 |
| 7.940000 | 7.940000 | 7.940000 | 7.940000 | 7.820000 |
| 6.880000 | 6.629999 | 6.810000 | 6.750000 | 6.250000 |
| 6.250000 | 6.250000 | 6.000000 | 5.810000 | 6.060000 |
| 5.620000 | 5.560000 | 5.750000 | 5.560000 | 5.810000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 6.690000 | 6.690000 | 6.690000 |
| 5.810000 | 5.880000 | 6.630000 | 6.630000 | 6.630000 |
| 6.690000 | 6.820000 | 6.820000 | 6.630000 | 6.500000 |
| 6.560000 | 6.440000 | 6.620000 | 6.750000 | 6.370000 |
| 6.370000 | 6.370000 | 6.370000 | 6.310000 | 6.380000 |
| 5.820000 | 5.750001 | 5.560000 | 5.690000 | 5.810000 |
| 5.810000 | 5.750000 | 5.750000 | 5.810000 | 5.690000 |
| 5.690000 | 5.750000 | 5.820000 | 5.940000 | 6.060000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 5.690000 | 5.750000 | 5.870000 |
| 5.870000 | 4.930000 | 4.940000 | 4.930000 | 4.930000 |
| 4.930000 | 4.930000 | 4.930000 | 4.930000 | 4.930000 |
| 4.930000 | 4.930000 | 4.930000 | 4.930000 | 4.870000 |
| 4.810000 | 4.810000 | 4.810000 | 4.810000 | 4.500000 |
| 4.440000 | 4.370000 | 4.310000 | 4.440000 | 4.370000 |
| 4.370000 | 4.310000 | 4.060000 | 4.060000 | 4.060000 |
| 4.190000 | 4.190000 | 4.120000 | 4.000000 | 4.000000 |
| 3.870000 | 3.870000 | 3.940000 | 4.190000 | 4.190000 |
| 4.000000 | 3.750000 | 4.250000 | 4.130000 | 4.000000 |
| 4.250000 | 4.190000 | 4.190000 | 4.310000 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 3.680000 | 4.310000 | 4.250000 |
| 4.250000 | 4.130000 | 4.130000 | 4.190000 | 4.060000 |
| 4.000000 | 4.000000 | 4.060000 | 4.000000 | 4.000000 |
| 3.430000 | 3.370000 | 3.370000 | 3.370000 | 3.250000 |
| 3.060000 | 3.000000 | 3.000000 | 3.000000 | 3.000000 |
| 3.060000 | 3.060000 | 3.000000 | 3.060000 | 2.940000 |
| 3.000000 | 3.000000 | 2.940000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.750001 | 2.750000 | 2.750000 | 2.870000 | 2.940000 |
| 2.870000 | 2.750000 | 2.880000 | 2.880000 | 2.880000 |
| 2.940000 | 2.940000 | 3.000000 | 3.000000 | 3.000000 |
| 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.750000 |
| 2.750000 | 2.810000 | 2.810000 | 2.870000 | 2.870000 |
| 2.750000 | 2.750000 | 2.690000 | 2.750000 | 2.690000 |
| 2.880000 | 2.750000 | 2.690000 | 2.750000 | 2.690000 |
| 2.690000 | 2.560000 | 2.560000 | 2.370001 | 2.380000 |
| 2.070000 | 2.070000 | 2.250000 | 2.250000 | 2.500000 |
| 2.500000 | 2.500000 | 2.250000 | 2.250000 | 2.190000 |
| 2.250000 | 2.250000 | 2.250000 | 2.380000 | 2.320000 |
| 2.250000 | 2.190000 | 2.370000 | 2.310000 | 2.370000 |
| 2.430000 | 2.430000 | 2.370001 | 2.370001 | 2.440001 |
| 2.440001 | 2.560000 | 2.500000 | 2.750000 | 3.620000 |
| 3.440000 | 3.810000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.500000 |
| 3.560000 | 3.690001 | 3.690001 | 3.750000 | 3.750000 |
| 3.870001 | 3.870000 | 3.870000 | 3.870000 | 3.810000 |
| 3.810000 | 4.440001 | 3.810000 | 3.630000 | 3.740000 |
| 3.570000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.379999 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.560000 | 3.440000 |
| 3.379999 | 3.560000 | 3.560000 | 3.370001 | 3.560000 |
| 3.750000 | 3.500000 | 3.630000 | 3.620000 | 3.570000 |
| 3.339999 | 3.380000 | 3.389999 | 3.389999 | 3.320000 |
| 3.250000 | 3.130000 | 2.280001 | | |

TABLA B-4: Diferenciales de tipos de interés interbancarios.
A-2) entre la peseta y el marco - a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 10.80000 | 10.75000 | 10.63000 | 10.69000 | 10.96000 |
| 10.96000 | 10.96000 | 10.90000 | 10.96000 | 10.91000 |
| 10.98000 | 10.98000 | 11.04000 | 11.10000 | 11.15000 |
| 11.09000 | 11.14000 | 11.24000 | 11.24000 | 11.28000 |
| 10.99000 | 11.09000 | 10.99000 | 11.09000 | 10.53000 |
| 10.53000 | 10.53000 | 10.43000 | 10.39000 | 10.44000 |
| 10.20000 | 10.25000 | 10.15000 | 10.00000 | 10.25000 |
| 10.08000 | 10.13000 | 9.750000 | 9.750000 | 9.750000 |
| 9.910000 | 9.980000 | 10.03000 | 10.03000 | 10.03000 |
| 10.18000 | 10.18000 | 10.18000 | 10.23000 | 10.10000 |
| 10.15000 | 9.980000 | 10.21000 | 10.23000 | 9.900000 |
| 9.850000 | 9.850000 | 9.910000 | 9.900000 | 9.889999 |
| 9.280001 | 9.260000 | 9.139999 | 9.200000 | 9.200000 |
| 9.350000 | 9.300000 | 9.350000 | 9.350000 | 9.230000 |
| 9.130000 | 9.180000 | 9.130000 | 9.230000 | 9.289999 |
| 9.240000 | 9.139999 | 9.190000 | 9.190000 | 9.200000 |
| 9.250000 | 8.310000 | 8.380000 | 8.260000 | 8.260000 |
| 8.360001 | 8.210001 | 8.210001 | 8.210001 | 8.210001 |
| 8.160000 | 8.160000 | 8.160000 | 8.210001 | 8.150000 |
| 8.150000 | 8.100000 | 8.100000 | 8.100000 | 7.730000 |
| 7.730000 | 7.660000 | 7.600000 | 7.730000 | 7.660000 |
| 7.710001 | 7.650000 | 7.400000 | 7.400000 | 7.400000 |
| 7.750000 | 7.750000 | 7.750000 | 7.630000 | 7.580000 |
| 7.500000 | 7.400000 | 7.450000 | 7.700000 | 7.700000 |
| 7.750000 | 7.500000 | 8.000000 | 7.880000 | 7.750000 |
| 8.000000 | 7.830000 | 7.830000 | 7.950000 | 7.910000 |
| 8.010000 | 8.010000 | 7.960001 | 7.850000 | 7.850000 |
| 7.850000 | 7.730000 | 7.730000 | 7.930000 | 7.800000 |
| 7.730000 | 7.730000 | 7.850000 | 7.780000 | 7.730000 |
| 7.160000 | 7.160000 | 7.160000 | 7.160000 | 7.100000 |
| 7.050000 | 7.150000 | 7.150000 | 7.150000 | 7.150000 |
| 7.200000 | 7.150000 | 7.100000 | 7.100000 | 6.980000 |
| 7.040000 | 7.040000 | 6.980000 | 6.560000 | 6.560000 |
| 6.460001 | 6.530000 | 6.630000 | 6.650000 | 6.500000 |
| 6.300000 | 6.300000 | 6.430000 | 6.480000 | 6.480000 |
| 6.430000 | 6.430000 | 6.389999 | 6.400000 | 6.190000 |
| 6.190000 | 6.040000 | 5.940000 | 5.940000 | 5.940000 |
| 5.690000 | 5.750000 | 5.900000 | 5.900000 | 6.050000 |
| 5.889999 | 5.889999 | 5.790000 | 5.740000 | 5.590000 |
| 5.730000 | 5.540000 | 5.630000 | 5.630000 | 5.630000 |
| 5.630000 | 5.510000 | 5.410000 | 5.310000 | 5.580000 |
| 5.480000 | 5.480000 | 5.630000 | 5.450000 | 5.700000 |
| 5.700000 | 5.600000 | 5.350000 | 5.340000 | 5.340000 |
| 5.400000 | 5.600000 | 5.500000 | 5.980000 | 5.780000 |
| 5.710001 | 5.700000 | 5.650000 | 5.750000 | 5.750000 |
| 5.660000 | 5.660000 | 5.660000 | 5.710001 | 5.830000 |
| 5.780000 | 5.840000 | 5.830000 | 6.080000 | 6.950000 |
| 6.950000 | 7.150000 | 6.950000 | 6.850000 | 6.750000 |
| 6.750000 | 6.930000 | 6.830000 | 6.990000 | 6.990000 |
| 7.160000 | 7.150000 | 7.150000 | 7.150000 | 7.150000 |
| 7.150000 | 7.830000 | 7.150000 | 7.030000 | 7.150000 |
| 7.030000 | 6.900000 | 6.950000 | 6.900000 | 6.889999 |
| 7.050000 | 7.050000 | 7.050000 | 7.060000 | 6.990000 |
| 6.790000 | 7.190000 | 7.190000 | 7.110001 | 7.350000 |
| 7.540000 | 7.290000 | 7.480000 | 7.600000 | 7.430000 |
| 7.250000 | 7.330000 | 7.350000 | 7.400000 | 7.330000 |
| 7.180000 | 7.060000 | 6.570000 | | |

TABLA H-4: Diferencial de tipos de interés interbancarios.
A-3) entre la peseta y el franco - a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 6.690000 | 6.690000 | 6.570000 | 6.630000 | 6.750001 |
| 5.680000 | 5.680000 | 5.620000 | 5.680000 | 5.680000 |
| 6.080000 | 6.080000 | 6.060000 | 6.120000 | 6.120000 |
| 6.060000 | 6.060000 | 5.940000 | 6.250000 | 6.190001 |
| 6.250000 | 6.250000 | 6.379999 | 6.379999 | 5.820000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 5.940001 | 5.940000 | 6.060000 |
| 5.870000 | 5.750000 | 5.750000 | 5.620000 | 5.870000 |
| 5.880000 | 5.880000 | 5.560000 | 5.560000 | 5.560000 |
| 5.620000 | 5.690000 | 5.690000 | 5.690000 | 5.690000 |
| 5.630000 | 5.570000 | 5.570000 | 5.630000 | 5.500000 |
| 5.500000 | 5.500000 | 5.680000 | 5.500000 | 5.250000 |
| 5.250000 | 5.560000 | 5.560000 | 5.810000 | 5.750000 |
| 5.190000 | 5.060000 | 4.940000 | 5.000000 | 5.060000 |
| 5.190000 | 5.190000 | 5.190000 | 5.120000 | 5.000000 |
| 5.000000 | 5.000000 | 5.000000 | 5.070000 | 5.130000 |
| 5.130000 | 5.130000 | 5.130000 | 5.060000 | 5.120000 |
| 5.190000 | 4.250001 | 4.320000 | 4.250001 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 |
| 4.180000 | 4.180000 | 4.180000 | 4.180000 | 3.750000 |
| 3.750000 | 3.750000 | 3.750000 | 3.750000 | 3.380000 |
| 3.380000 | 3.310000 | 3.250000 | 3.380000 | 3.250001 |
| 3.250001 | 3.190000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 3.250000 | 3.250000 | 3.250000 | 3.130000 | 3.190000 |
| 3.060000 | 3.190000 | 3.190000 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.060000 | 3.560000 | 3.440000 | 3.310000 |
| 3.560000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.560000 | 3.560000 |
| 3.560000 | 3.560000 | 3.560000 | 3.500000 | 3.500000 |
| 3.560000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.690000 | 3.620000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.620000 | 3.500000 | 3.500000 |
| 2.930000 | 3.000001 | 3.000001 | 3.120000 | 3.060000 |
| 3.060000 | 3.190000 | 3.250000 | 3.250000 | 3.250000 |
| 3.250000 | 3.370000 | 3.500000 | 3.500000 | 3.380000 |
| 3.380000 | 3.380000 | 3.320000 | 3.250001 | 3.250001 |
| 3.250001 | 3.250000 | 3.320000 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.370000 | 3.500000 | 3.500000 | 3.500000 |
| 3.500000 | 3.500000 | 3.560000 | 3.560000 | 3.500000 |
| 3.690000 | 3.690000 | 3.630000 | 3.630000 | 3.520000 |
| 3.630000 | 3.620000 | 3.690000 | 3.750000 | 3.690000 |
| 3.630000 | 3.630000 | 3.500000 | 3.560000 | 3.560000 |
| 3.750000 | 3.630000 | 3.570000 | 3.570000 | 3.570000 |
| 3.570000 | 3.500001 | 3.500001 | 3.310000 | 3.380000 |
| 3.320000 | 3.320000 | 3.320000 | 3.190000 | 3.370000 |
| 3.370000 | 3.250000 | 3.000000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 3.000000 | 3.000000 | 2.870000 | 3.000000 | 3.000000 |
| 2.930000 | 2.870000 | 2.810000 | 2.750000 | 2.750000 |
| 2.810000 | 2.810000 | 2.810000 | 2.930000 | 3.000000 |
| 3.000000 | 3.060000 | 3.130000 | 3.440000 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.440000 | 4.190000 | 4.100000 | 4.120000 |
| 4.190000 | 4.320000 | 4.250000 | 4.380000 | 4.380000 |
| 4.500001 | 4.500000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.750000 | 4.190000 | 4.070000 | 4.190000 |
| 4.070000 | 3.870000 | 3.870000 | 3.870000 | 3.940000 |
| 4.000000 | 4.000000 | 4.000000 | 4.120000 | 3.940000 |
| 3.940000 | 4.190000 | 4.190000 | 4.060000 | 4.250000 |
| 4.310000 | 4.060000 | 4.250000 | 4.310000 | 4.190000 |
| 3.960000 | 3.940000 | 4.010000 | 4.070000 | 4.000000 |
| 4.000000 | 3.880000 | 3.840000 | | |

TABLA H-4: Diferencial de tipos de interés interbancarios
B-1) entre la peseta y el dolar - a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 6.500000 | 6.500000 | 7.250000 | 6.940000 | 7.250000 |
| 7.130000 | 7.130000 | 7.070000 | 7.070000 | 7.070000 |
| 7.060000 | 7.060000 | 7.120000 | 7.190000 | 6.620000 |
| 7.250000 | 7.320000 | 7.310000 | 7.250000 | 7.120000 |
| 7.000000 | 6.750000 | 6.880000 | 6.940000 | 6.380000 |
| 6.320000 | 6.320000 | 6.190000 | 6.070000 | 6.130000 |
| 5.870000 | 5.630000 | 5.620000 | 5.500000 | 5.500000 |
| 5.320000 | 5.500000 | 6.500000 | 6.500000 | 6.500000 |
| 5.560000 | 5.440000 | 5.880000 | 5.880000 | 5.880000 |
| 6.060000 | 6.190000 | 6.190000 | 6.000000 | 5.940000 |
| 5.940000 | 5.000000 | 5.940000 | 6.000000 | 5.750000 |
| 5.880000 | 5.880000 | 5.880000 | 5.750000 | 5.810000 |
| 5.060000 | 5.440000 | 5.380000 | 5.380000 | 5.630000 |
| 5.630000 | 5.440000 | 5.440000 | 5.500000 | 5.380000 |
| 5.310000 | 5.500000 | 5.560000 | 5.750000 | 5.810000 |
| 5.750000 | 5.750000 | 5.570000 | 5.630000 | 5.690000 |
| 5.750000 | 4.940000 | 4.870000 | 4.940000 | 4.810000 |
| 4.930000 | 4.930000 | 4.870000 | 4.810000 | 4.870000 |
| 4.750000 | 4.630000 | 4.690000 | 5.060000 | 4.320000 |
| 4.440000 | 4.440000 | 4.440000 | 4.440000 | 4.310000 |
| 4.250000 | 4.060000 | 4.250000 | 4.190000 | 4.250000 |
| 4.130000 | 4.130000 | 3.820000 | 3.820000 | 3.820000 |
| 3.810000 | 3.810000 | 3.810000 | 3.750000 | 3.630000 |
| 3.630000 | 3.630000 | 3.690000 | 4.810000 | 3.750000 |
| 3.620000 | 3.750000 | 4.060000 | 3.940000 | 3.870000 |
| 4.060000 | 4.120000 | 4.250000 | 4.250000 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.440000 | 4.190000 | 4.190000 |
| 4.190000 | 4.070000 | 4.130000 | 4.190000 | 4.060000 |
| 4.190000 | 4.070000 | 3.940000 | 3.880000 | 3.750000 |
| 3.250000 | 3.190000 | 3.120000 | 3.120000 | 3.120000 |
| 2.930000 | 2.930000 | 2.870000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.940000 | 2.940000 | 2.870000 | 2.940000 | 2.880000 |
| 2.940000 | 2.880000 | 2.940000 | 2.870000 | 2.750001 |
| 2.680000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.810000 | 2.810000 |
| 2.870000 | 2.820000 | 3.000001 | 2.940000 | 3.000000 |
| 3.000000 | 3.000000 | 3.070000 | 2.870000 | 2.870000 |
| 2.750000 | 2.750000 | 2.620000 | 2.750000 | 2.560000 |
| 2.560000 | 2.630000 | 2.690001 | 2.750000 | 2.690001 |
| 2.690001 | 2.690001 | 2.630000 | 2.630000 | 2.570000 |
| 2.630000 | 2.630000 | 2.690001 | 2.560000 | 2.560000 |
| 2.440000 | 2.440000 | 2.340000 | 2.250000 | 2.250000 |
| 2.180000 | 2.180000 | 2.120001 | 2.190000 | 2.320000 |
| 2.320000 | 2.379999 | 2.120000 | 2.250000 | 2.120000 |
| 2.120000 | 2.120000 | 2.310000 | 2.380000 | 2.380000 |
| 2.250000 | 2.250000 | 2.500000 | 2.440000 | 2.500000 |
| 2.370000 | 2.560000 | 2.560000 | 2.560000 | 2.690001 |
| 2.630000 | 2.690001 | 2.690001 | 2.940001 | 3.810000 |
| 3.750000 | 4.190000 | 4.180000 | 3.940000 | 3.879999 |
| 4.000000 | 4.060000 | 4.190001 | 4.370001 | 4.250000 |
| 4.500000 | 4.440001 | 4.440001 | 4.440001 | 4.500000 |
| 4.440000 | 4.630000 | 4.500000 | 4.190000 | 4.129999 |
| 4.190000 | 3.940000 | 3.940000 | 3.820000 | 3.810000 |
| 3.810000 | 3.810000 | 3.870001 | 3.810000 | 3.810000 |
| 3.750000 | 3.870001 | 3.870001 | 3.740000 | 3.940000 |
| 4.040000 | 3.990000 | 3.810000 | 4.940000 | 3.850000 |
| 3.440000 | 3.379999 | 3.490000 | 3.570000 | 3.490000 |
| 3.000000 | 3.250000 | 3.360001 | | |

TABLA B-4: Diferencial de tipos de interés interbancarios
B-2) entre la peseta y el marco - a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 10.25000 | 10.03000 | 10.68000 | 10.13000 | 10.48000 |
| 10.48000 | 10.48000 | 10.48000 | 10.48000 | 10.48000 |
| 10.49000 | 10.49000 | 10.61000 | 10.63000 | 10.05000 |
| 10.68000 | 10.78000 | 10.94000 | 10.88000 | 10.81000 |
| 10.98000 | 11.03000 | 10.98000 | 11.14000 | 10.58000 |
| 10.53000 | 10.58000 | 10.43000 | 10.43000 | 10.43000 |
| 10.25000 | 10.18000 | 10.05000 | 9.800000 | 9.750000 |
| 9.430000 | 9.550000 | 9.550000 | 9.550000 | 9.550000 |
| 9.600000 | 9.480000 | 9.530001 | 9.530001 | 9.530001 |
| 9.800000 | 9.850000 | 9.850000 | 9.800000 | 9.789999 |
| 9.730000 | 9.480000 | 9.680000 | 9.630000 | 9.430000 |
| 9.480000 | 9.480000 | 9.80000 | 9.530001 | 9.460001 |
| 8.650000 | 9.090000 | 9.030001 | 9.030001 | 9.030001 |
| 9.130000 | 9.080000 | 8.950000 | 8.950000 | 8.930000 |
| 8.700000 | 8.840000 | 8.940000 | 9.000000 | 9.000000 |
| 9.080000 | 9.080000 | 9.080000 | 9.080000 | 9.030001 |
| 9.139999 | 8.330000 | 8.260000 | 8.280001 | 8.150000 |
| 8.260000 | 8.210001 | 8.210001 | 8.150000 | 8.150000 |
| 8.100000 | 7.980000 | 7.980000 | 8.400000 | 7.780000 |
| 7.780000 | 7.730000 | 7.730000 | 7.730000 | 7.600000 |
| 7.600000 | 7.410000 | 7.600000 | 7.600000 | 7.600000 |
| 7.530000 | 7.530000 | 7.280000 | 7.280000 | 7.280000 |
| 7.400000 | 7.400000 | 7.400000 | 7.400000 | 7.280000 |
| 7.280000 | 7.280000 | 7.130000 | 8.400000 | 7.400000 |
| 7.400000 | 7.530000 | 7.000000 | 7.780000 | 7.760000 |
| 7.900000 | 7.850000 | 7.980000 | 8.030001 | 7.940000 |
| 8.160000 | 8.160000 | 8.180000 | 7.990000 | 7.990000 |
| 7.990000 | 7.830000 | 7.889999 | 8.030001 | 7.900000 |
| 7.900000 | 7.830000 | 7.880000 | 7.880000 | 7.750000 |
| 7.130000 | 7.130000 | 7.010000 | 7.010000 | 7.060000 |
| 7.010000 | 7.010000 | 6.950000 | 6.950000 | 6.889999 |
| 7.000000 | 6.950000 | 6.950000 | 6.900000 | 6.840000 |
| 6.840000 | 6.780000 | 6.780000 | 6.510000 | 6.510000 |
| 6.360001 | 6.430000 | 6.430000 | 6.450000 | 6.240000 |
| 6.060000 | 6.130000 | 6.360001 | 6.250000 | 6.250000 |
| 6.300000 | 6.300000 | 6.380000 | 6.310000 | 6.100000 |
| 6.100000 | 5.850000 | 5.750000 | 5.810000 | 5.810000 |
| 5.510000 | 5.580000 | 5.880000 | 5.880000 | 5.930000 |
| 5.830000 | 5.830000 | 5.730000 | 5.780000 | 5.580000 |
| 5.580000 | 5.680000 | 5.680000 | 5.650000 | 5.550000 |
| 5.550000 | 5.550000 | 5.450000 | 5.350000 | 5.510000 |
| 5.460001 | 5.460001 | 5.560000 | 5.400000 | 5.580000 |
| 5.580000 | 5.590000 | 5.400000 | 5.400000 | 5.400000 |
| 5.400000 | 5.550000 | 5.550000 | 6.080000 | 5.780000 |
| 5.650000 | 5.800000 | 5.800000 | 5.850000 | 5.850000 |
| 5.800000 | 5.860001 | 5.860001 | 5.910000 | 5.980000 |
| 5.980000 | 5.980000 | 5.930000 | 6.180000 | 7.150000 |
| 7.100000 | 7.600000 | 7.660000 | 7.500000 | 7.490000 |
| 7.550000 | 7.410000 | 7.430000 | 7.660000 | 7.600000 |
| 7.900000 | 7.830000 | 7.830000 | 7.830000 | 7.950000 |
| 7.990000 | 8.130000 | 7.950000 | 7.750000 | 7.639999 |
| 7.750000 | 7.500000 | 7.500000 | 7.430000 | 7.410000 |
| 7.410000 | 7.410000 | 7.410000 | 7.410000 | 7.460001 |
| 7.380000 | 7.610001 | 7.610001 | 7.700000 | 7.950000 |
| 8.050000 | 7.950000 | 7.900000 | 8.100000 | 7.950000 |
| 7.540000 | 7.590000 | 7.650000 | 7.780000 | 7.700000 |
| 7.430000 | 7.580000 | 7.450000 | | |

TABLA B-4: Diferencial de tipos de interés interbancarios
B-3) entre la peseta y el franco - a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 6.060000 | 5.940001 | 6.690001 | 5.940001 | 6.190001 |
| 5.500000 | 5.500000 | 5.500000 | 5.440001 | 5.440001 |
| 5.690000 | 5.690000 | 5.810000 | 5.880000 | 5.250000 |
| 5.880000 | 5.880000 | 5.940000 | 6.000000 | 5.930000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 6.130000 | 6.190000 | 5.630000 |
| 5.750000 | 5.750000 | 5.750000 | 5.690001 | 5.690001 |
| 5.560000 | 5.250000 | 5.120000 | 5.000000 | 5.000000 |
| 4.630000 | 4.810000 | 4.750000 | 4.750000 | 4.750000 |
| 4.750000 | 4.630000 | 4.690001 | 4.690001 | 4.690001 |
| 4.750000 | 4.690000 | 4.690000 | 4.810000 | 4.750000 |
| 4.690001 | 4.630000 | 4.880000 | 4.630000 | 4.500000 |
| 4.500000 | 4.690001 | 4.690001 | 4.880000 | 4.810000 |
| 4.000000 | 4.560000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.630000 |
| 4.880000 | 4.880000 | 4.750000 | 4.690000 | 4.570000 |
| 4.440000 | 4.630000 | 4.630000 | 4.750000 | 4.750000 |
| 4.880000 | 4.880000 | 4.880000 | 4.820000 | 4.820000 |
| 4.880000 | 4.070000 | 4.000001 | 4.070000 | 3.940000 |
| 4.120000 | 4.180000 | 4.180000 | 4.120000 | 4.120000 |
| 4.000000 | 3.880000 | 3.880000 | 4.250000 | 3.070000 |
| 3.070000 | 3.070000 | 3.070000 | 3.070000 | 2.940000 |
| 2.940000 | 2.750000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.810000 |
| 2.690001 | 2.690001 | 2.440001 | 2.440001 | 2.440001 |
| 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.630000 |
| 2.630000 | 2.750000 | 2.750000 | 3.870000 | 2.870000 |
| 2.870000 | 2.880000 | 3.310000 | 3.130000 | 3.060000 |
| 3.250000 | 3.250000 | 3.380000 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.560000 | 3.560000 | 3.630000 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.690000 | 3.620000 |
| 3.560000 | 3.500000 | 3.500000 | 3.570000 | 3.440000 |
| 2.820000 | 2.880000 | 2.810000 | 3.060000 | 3.060000 |
| 3.060000 | 3.180000 | 3.120000 | 3.120000 | 3.060000 |
| 3.120000 | 3.190000 | 3.250000 | 3.250000 | 3.190000 |
| 3.190000 | 3.130000 | 3.130000 | 3.060000 | 3.060000 |
| 3.060000 | 3.070000 | 3.130000 | 3.250000 | 3.250000 |
| 3.370000 | 3.380000 | 3.500001 | 3.500000 | 3.500000 |
| 3.500000 | 3.440000 | 3.570000 | 3.430000 | 3.370000 |
| 3.560000 | 3.500000 | 3.440000 | 3.500001 | 3.500001 |
| 3.500001 | 3.440000 | 3.500000 | 3.630000 | 3.570000 |
| 3.570000 | 3.570000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.500000 |
| 3.500000 | 3.570000 | 3.570000 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.250000 | 3.310000 |
| 3.120000 | 3.120000 | 3.120000 | 3.060000 | 3.190000 |
| 3.190000 | 3.190000 | 3.000000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 2.940000 | 2.940000 | 2.810000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 2.810000 | 2.810000 | 2.750000 | 2.690000 | 2.690000 |
| 2.690000 | 2.750000 | 2.930000 | 3.000001 | 3.000000 |
| 2.940000 | 3.070000 | 3.190000 | 3.500000 | 4.370000 |
| 4.370000 | 4.750000 | 4.810000 | 4.750000 | 4.630000 |
| 4.810000 | 4.870000 | 4.880000 | 5.060000 | 5.000000 |
| 5.250000 | 5.190000 | 5.190000 | 5.190000 | 5.120000 |
| 5.060000 | 5.070000 | 5.000000 | 4.750000 | 4.690000 |
| 4.750000 | 4.440000 | 4.440000 | 4.320000 | 4.310000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 | 4.430000 | 4.430000 |
| 4.500000 | 4.680000 | 4.680000 | 4.670000 | 4.870000 |
| 4.790000 | 4.740000 | 4.690000 | 4.870000 | 4.720000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.420000 | 4.570000 | 4.490000 |
| 4.320000 | 4.570000 | 4.490000 | | |

TABLA H-5: Diferencial de tipos de interés del euromercado
A-1) entre la peseta y el dólar a un día

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 8.383000 | 8.100000 | 8.084000 | 8.334000 | 8.334000 |
| 8.084000 | 8.126000 | 8.157000 | 8.026000 | 8.026000 |
| 8.128000 | 8.167000 | 7.919000 | 7.915000 | 8.165000 |
| 8.157000 | 8.144000 | 8.130000 | 8.105000 | 8.105000 |
| 8.128000 | 7.872000 | 7.828000 | 7.870000 | 7.870000 |
| 7.870000 | 7.870000 | 7.353000 | 7.480000 | 7.480000 |
| 7.453000 | 7.606000 | 7.616000 | 7.617000 | 7.867000 |
| 7.872000 | 7.874000 | 7.552000 | 7.552000 | 7.552000 |
| 7.331000 | 7.303001 | 7.271000 | 7.271000 | 7.271000 |
| 6.843000 | 6.843000 | 6.843000 | 6.839000 | 6.711000 |
| 6.977000 | 7.016000 | 6.852000 | 6.948000 | 6.892000 |
| 6.833000 | 6.803000 | 6.802000 | 6.795000 | 6.798000 |
| 6.509000 | 5.886000 | 5.835000 | 5.818000 | 5.951000 |
| 5.954001 | 5.768000 | 5.943000 | 5.931000 | 5.923000 |
| 5.904000 | 5.912000 | 5.942000 | 6.235000 | 6.016000 |
| 6.207000 | 6.205000 | 5.949000 | 5.939000 | 5.932000 |
| 5.432000 | 5.761000 | 4.934000 | 4.952000 | 4.997000 |
| 5.016000 | 5.027000 | 5.033000 | 5.011000 | 5.041000 |
| 5.050000 | 5.094000 | 5.100000 | 5.334000 | 5.235000 |
| 4.992000 | 5.350000 | 5.352000 | 5.093000 | 5.048000 |
| 5.048000 | 5.144000 | 4.876000 | 4.711000 | 4.702000 |
| 4.640000 | 4.471000 | 4.472000 | 3.972000 | 3.972000 |
| 4.554000 | 4.610000 | 4.612001 | 4.359000 | 4.364000 |
| 4.361000 | 4.091000 | 4.273000 | 4.591000 | 4.577000 |
| 4.515000 | 4.203000 | 4.238000 | 4.215000 | 4.137000 |
| 4.281000 | 4.197000 | 4.190000 | 4.179000 | 4.210000 |
| 4.210000 | 4.238000 | 4.271000 | 4.516000 | 4.503000 |
| 4.478000 | 4.450000 | 4.443000 | 3.923000 | 3.955000 |
| 3.939000 | 3.934000 | 3.937000 | 4.188000 | 4.220000 |
| 4.203000 | 3.853000 | 3.448000 | 3.451000 | 3.452000 |
| 3.451000 | 3.209000 | 3.238000 | 3.238000 | 3.216000 |
| 3.230000 | 3.270001 | 3.252000 | 3.236000 | 3.333000 |
| 3.332000 | 3.344000 | 3.346000 | 3.357000 | 3.118000 |
| 3.108000 | 3.107000 | 2.985000 | 3.054000 | 3.091000 |
| 3.091000 | 3.091000 | 3.094000 | 2.226000 | 2.875000 |
| 2.885000 | 2.936000 | 2.972000 | 2.978000 | 2.956000 |
| 2.888000 | 2.798000 | 2.877000 | 3.000000 | 3.009000 |
| 3.019000 | 2.765000 | 2.750000 | 2.969000 | 3.006000 |
| 2.876000 | 2.869000 | 2.862000 | 2.858000 | 2.841000 |
| 2.793000 | 1.698000 | 2.847000 | 2.998000 | 2.998000 |
| 2.984000 | 2.968000 | 2.953000 | 2.941000 | 2.631000 |
| 2.381000 | 2.323000 | 2.218000 | 2.108000 | 2.398000 |
| 2.673000 | 2.656000 | 2.561000 | 2.581000 | 2.572000 |
| 2.276000 | 2.207000 | 2.454001 | 2.494000 | 2.592000 |
| 2.575000 | 2.340000 | 2.340000 | 2.590000 | 2.588000 |
| 2.074001 | 2.451000 | 2.452000 | 2.460000 | 2.457000 |
| 2.451000 | 2.451000 | 2.441000 | 2.330000 | 3.280000 |
| 3.333000 | 3.323000 | 3.217000 | 3.161000 | 3.209000 |
| 3.206000 | 3.201000 | 3.203000 | 3.327000 | 3.332000 |
| 3.329001 | 3.297000 | 3.297000 | 3.232000 | 3.185000 |
| 3.313000 | 3.266000 | 3.031000 | 3.024000 | 3.148000 |
| 3.213000 | 3.152000 | 3.151000 | 3.156000 | 3.144000 |
| 3.167000 | 3.167000 | 3.363000 | 3.261000 | 3.149000 |
| 3.144000 | 3.132000 | 3.132000 | 3.010000 | 2.879000 |
| 3.221000 | 3.318000 | 3.163000 | 3.047000 | 3.190000 |
| 3.156000 | 2.679000 | 3.179000 | 3.205000 | 3.305000 |
| 3.187000 | 2.762000 | 2.711000 | | |

TABLA H-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
A-2) entre la peseta y el marco - a un día

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 11.18300 | 10.85000 | 10.78400 | 10.88400 | 10.98400 |
| 10.98400 | 11.02600 | 11.05700 | 10.97600 | 10.87600 |
| 11.02800 | 11.06700 | 11.06900 | 11.11500 | 11.16500 |
| 11.15700 | 11.24400 | 11.33000 | 11.55500 | 11.40500 |
| 11.74800 | 10.62200 | 11.27800 | 11.57000 | 11.62000 |
| 11.47000 | 11.47000 | 10.90300 | 11.01000 | 11.06000 |
| 11.03300 | 11.10600 | 11.11600 | 11.11700 | 11.01700 |
| 10.87200 | 10.32400 | 10.45200 | 10.45200 | 10.45200 |
| 9.831000 | 10.05300 | 10.97100 | 10.97100 | 10.97100 |
| 10.34300 | 10.34300 | 10.34300 | 10.38900 | 10.54100 |
| 10.50700 | 10.54600 | 10.33200 | 10.37800 | 10.32200 |
| 10.26300 | 10.23300 | 10.33200 | 10.37500 | 10.37800 |
| 10.13900 | 9.466000 | 9.415000 | 9.398000 | 9.401000 |
| 9.254001 | 9.068000 | 9.292999 | 9.271000 | 9.173000 |
| 9.054001 | 8.962000 | 9.192000 | 9.285000 | 9.016000 |
| 9.107000 | 9.005000 | 9.049000 | 9.039000 | 9.082001 |
| 8.532000 | 8.910999 | 8.134000 | 8.202000 | 8.047000 |
| 8.416000 | 8.277000 | 8.283000 | 8.261000 | 8.241000 |
| 8.200001 | 8.244000 | 8.300000 | 8.334000 | 8.235000 |
| 8.191999 | 8.300000 | 8.302000 | 8.293000 | 8.248000 |
| 8.298000 | 8.224000 | 8.056000 | 7.841000 | 7.882000 |
| 7.820001 | 7.651000 | 8.102000 | 8.102000 | 8.102000 |
| 7.754000 | 7.810000 | 7.812000 | 7.809000 | 7.864000 |
| 7.861000 | 7.591000 | 7.773000 | 7.841000 | 7.827000 |
| 7.815001 | 7.753000 | 7.738000 | 7.765000 | 7.687000 |
| 7.781000 | 7.646999 | 7.639999 | 7.729000 | 7.710000 |
| 7.660000 | 7.638000 | 7.721000 | 7.766000 | 7.703000 |
| 7.678000 | 7.650000 | 7.643000 | 7.623000 | 7.655000 |
| 7.689000 | 7.684000 | 7.687000 | 7.888000 | 7.770001 |
| 7.753000 | 7.603000 | 7.198000 | 7.201000 | 7.202000 |
| 7.351000 | 6.209000 | 7.188000 | 7.188000 | 7.165999 |
| 7.179999 | 7.120000 | 7.002000 | 7.036000 | 7.013001 |
| 6.962000 | 7.074000 | 7.026000 | 7.387001 | 7.398000 |
| 6.538000 | 6.587000 | 6.565000 | 6.634000 | 6.621000 |
| 6.571000 | 6.021000 | 5.974000 | 5.926000 | 6.055000 |
| 6.515000 | 6.516000 | 6.202000 | 6.208000 | 6.136001 |
| 6.018000 | 6.878000 | 6.007000 | 6.000000 | 6.009000 |
| 6.019000 | 5.965000 | 6.050000 | 6.019000 | 6.056000 |
| 6.056000 | 6.049000 | 5.941999 | 5.938000 | 6.421000 |
| 5.473001 | 4.428000 | 5.527000 | 5.598000 | 5.598000 |
| 5.584000 | 5.568000 | 5.503000 | 5.491000 | 5.511000 |
| 5.611000 | 5.553000 | 5.547999 | 5.588000 | 5.478000 |
| 5.653000 | 5.586000 | 5.541000 | 5.581000 | 5.771999 |
| 5.476000 | 6.457000 | 6.204001 | 5.494000 | 5.592000 |
| 5.625000 | 5.640000 | 5.640000 | 5.590000 | 5.488000 |
| 5.004002 | 5.381001 | 5.482000 | 5.540000 | 5.437000 |
| 5.531000 | 5.581000 | 5.621000 | 5.310000 | 6.360000 |
| 6.583000 | 6.573000 | 6.517000 | 7.361000 | 7.408999 |
| 6.536000 | 6.531000 | 6.533000 | 6.577000 | 6.532000 |
| 6.529000 | 6.497000 | 6.497000 | 6.612001 | 6.565000 |
| 6.563000 | 6.516000 | 6.411000 | 6.354000 | 6.598000 |
| 6.593000 | 6.532000 | 6.531000 | 6.586000 | 6.574000 |
| 6.797000 | 6.797000 | 6.593000 | 6.641000 | 6.649000 |
| 6.644000 | 6.632000 | 6.632000 | 6.710000 | 6.879000 |
| 7.011000 | 7.018000 | 6.863000 | 6.927000 | 6.990000 |
| 7.006000 | 6.629000 | 7.079000 | 7.055000 | 7.005000 |
| 6.737001 | 6.192000 | 6.091000 | | |

TABLA H-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
A-3) entre la peseta y el franco - a un día

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 6.883000 | 6.600000 | 6.204000 | 5.834000 | 5.334000 |
| 5.584000 | 5.626000 | 5.657000 | 5.526000 | 5.276000 |
| 6.108000 | 6.167000 | 6.169000 | 6.035000 | 6.035000 |
| 6.027000 | 6.084000 | 6.250000 | 6.224999 | 6.224999 |
| 6.128000 | 6.372000 | 6.448000 | 6.490000 | 6.620000 |
| 6.680000 | 6.670000 | 5.853000 | 5.980000 | 5.980000 |
| 5.953000 | 5.856000 | 5.866000 | 6.056999 | 6.307000 |
| 6.372000 | 6.314000 | 6.052000 | 6.052000 | 6.052000 |
| 6.391000 | 6.363000 | 5.331000 | 5.331000 | 5.331000 |
| 5.343000 | 5.343000 | 5.343000 | 5.528999 | 5.591000 |
| 5.607000 | 5.706000 | 5.542000 | 5.578000 | 5.582000 |
| 6.023000 | 6.303000 | 6.052000 | 6.175000 | 6.178001 |
| 5.639000 | 5.386000 | 4.715000 | 4.818000 | 4.951000 |
| 5.074000 | 4.768000 | 5.253000 | 5.181000 | 5.233000 |
| 5.214000 | 5.162000 | 5.192000 | 5.235000 | 5.016000 |
| 5.207000 | 5.205000 | 5.199000 | 5.059000 | 5.182000 |
| 4.802000 | 5.131000 | 4.184000 | 4.202000 | 4.247000 |
| 4.266000 | 4.277000 | 4.153000 | 4.011000 | 4.411000 |
| 4.240000 | 4.094000 | 3.970000 | 3.954000 | 3.605000 |
| 3.742000 | 3.600000 | 3.602000 | 4.093000 | 4.168000 |
| 4.238000 | 4.214000 | 3.696000 | 3.591000 | 3.582000 |
| 3.520001 | 3.351000 | 3.222000 | 3.222000 | 3.222000 |
| 3.444000 | 3.800000 | 3.232000 | 3.109000 | 3.234000 |
| 3.861000 | 3.591000 | 3.893000 | 3.711000 | 3.827000 |
| 3.765000 | 3.703000 | 3.108000 | 3.215000 | 2.887000 |
| 3.151000 | 3.197000 | 3.190000 | 3.179000 | 3.210000 |
| 3.460000 | 3.488000 | 3.641000 | 3.636000 | 3.873000 |
| 3.848000 | 3.760000 | 3.693000 | 3.673000 | 3.825000 |
| 3.559000 | 3.434000 | 3.557000 | 3.558000 | 3.590000 |
| 3.703000 | 3.353000 | 2.948000 | 3.071000 | 3.072000 |
| 3.071000 | 3.209000 | 3.238000 | 3.238000 | 3.216000 |
| 3.349999 | 3.390000 | 3.752000 | 3.796000 | 3.583000 |
| 3.582000 | 3.594000 | 3.346000 | 3.237001 | 3.118000 |
| 3.238000 | 3.237001 | 3.365000 | 3.304000 | 3.221000 |
| 2.971000 | 3.091000 | 3.224000 | 2.976000 | 3.255000 |
| 3.265000 | 3.316000 | 3.352000 | 3.358000 | 3.456000 |
| 3.518000 | 3.428001 | 3.007000 | 3.060000 | 3.069000 |
| 3.389000 | 3.325000 | 3.370000 | 3.469000 | 3.626000 |
| 3.256000 | 3.249000 | 3.242000 | 3.238000 | 3.471000 |
| 3.423000 | 2.388000 | 3.477000 | 3.498000 | 3.498000 |
| 3.484000 | 3.468000 | 3.323000 | 2.691000 | 3.261000 |
| 3.011000 | 2.953000 | 2.848000 | 2.858000 | 2.838000 |
| 3.113000 | 3.036000 | 2.811000 | 2.771000 | 2.512000 |
| 2.586000 | 2.707000 | 2.644001 | 2.744000 | 2.842000 |
| 2.825000 | 2.710000 | 2.710000 | 2.590000 | 2.588000 |
| 2.824001 | 2.641000 | 2.642000 | 2.960000 | 2.837000 |
| 2.891000 | 3.081000 | 3.071000 | 2.710000 | 3.780000 |
| 3.893000 | 3.823000 | 3.907000 | 3.781000 | 3.329000 |
| 3.836000 | 3.701000 | 3.833000 | 3.827000 | 4.142000 |
| 4.199000 | 4.167000 | 4.167000 | 4.362001 | 3.435000 |
| 3.433000 | 3.386000 | 3.351000 | 3.404000 | 3.518000 |
| 3.593000 | 3.842000 | 3.401000 | 3.476000 | 3.524000 |
| 3.547000 | 3.547000 | 3.743000 | 3.761000 | 3.649000 |
| 3.644000 | 3.632000 | 3.632000 | 3.380000 | 3.249000 |
| 3.721000 | 3.318000 | 3.603000 | 3.677000 | 3.690000 |
| 3.526000 | 2.929000 | 3.429000 | 3.645000 | 3.865000 |
| 3.557000 | 3.392000 | 3.281000 | | |

TABLA B-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
B-1) entre la peseta y el dólar - a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 7.440000 | 7.500000 | 7.570000 | 7.810000 | 7.930000 |
| 7.750001 | 7.750001 | 7.750000 | 7.810000 | 7.750001 |
| 7.750000 | 7.630000 | 7.810000 | 7.870000 | 7.940000 |
| 7.880000 | 7.880000 | 7.880000 | 7.810000 | 6.750000 |
| 6.560000 | 6.690000 | 6.690000 | 6.690000 | 6.190000 |
| 6.130000 | 6.130000 | 5.880000 | 6.000000 | 5.810000 |
| 5.500000 | 5.370000 | 5.620000 | 5.560000 | 5.750000 |
| 5.820000 | 5.820000 | 5.310000 | 5.310000 | 5.310000 |
| 5.750001 | 5.630000 | 6.500000 | 6.500000 | 6.500000 |
| 6.630000 | 6.690000 | 6.690000 | 6.570000 | 6.500000 |
| 6.500000 | 6.380000 | 6.620000 | 6.630000 | 6.310000 |
| 6.310000 | 6.310000 | 6.250000 | 6.310000 | 6.310000 |
| 5.750000 | 5.680000 | 5.560000 | 5.690000 | 5.750000 |
| 5.810000 | 5.750000 | 5.810000 | 5.810000 | 5.690000 |
| 5.690000 | 5.690000 | 5.750000 | 5.940000 | 5.940000 |
| 5.810000 | 5.750000 | 5.690000 | 5.690000 | 5.810000 |
| 5.810000 | 4.870000 | 5.000000 | 4.930000 | 4.810000 |
| 4.810000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.930000 |
| 4.810000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.810000 |
| 4.810000 | 4.810000 | 4.810000 | 4.750000 | 4.440000 |
| 4.440000 | 4.370000 | 4.310000 | 4.440000 | 4.370000 |
| 4.370000 | 4.310000 | 4.060000 | 4.060000 | 4.060000 |
| 4.190000 | 4.190000 | 4.120000 | 4.000000 | 4.000000 |
| 3.870000 | 3.870000 | 3.940000 | 4.190000 | 4.120000 |
| 4.060000 | 3.690000 | 4.190000 | 4.070000 | 4.000000 |
| 4.250000 | 4.130000 | 4.190000 | 4.310000 | 4.310000 |
| 4.250001 | 4.250001 | 4.310000 | 4.250000 | 4.250000 |
| 4.190000 | 4.070000 | 3.880000 | 3.940000 | 4.120000 |
| 4.000000 | 3.940000 | 4.060000 | 3.940000 | 3.940000 |
| 3.370000 | 3.310000 | 3.310000 | 3.310000 | 3.000000 |
| 3.060000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 | 3.000000 |
| 3.000000 | 3.060000 | 3.060000 | 3.060000 | 2.940000 |
| 3.000000 | 3.000000 | 2.940000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.750001 | 2.750000 | 2.750000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 2.810000 | 2.750000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 2.940000 | 3.000000 | 2.940000 | 3.000000 | 2.940000 |
| 2.880000 | 2.880000 | 2.940000 | 2.880000 | 2.750000 |
| 2.750000 | 2.750000 | 2.870000 | 2.810000 | 2.810000 |
| 2.750000 | 2.750000 | 2.690000 | 2.629999 | 2.629999 |
| 2.820000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 |
| 2.630000 | 2.560000 | 2.370001 | 2.310000 | 2.380000 |
| 2.320000 | 2.320000 | 2.320000 | 2.250000 | 2.500000 |
| 2.500000 | 2.440000 | 2.250000 | 2.250000 | 2.129999 |
| 2.250000 | 2.000000 | 2.120000 | 2.320000 | 2.320000 |
| 2.310000 | 2.250000 | 2.310000 | 2.310000 | 2.310000 |
| 2.370001 | 2.370001 | 2.370001 | 2.370001 | 2.440001 |
| 2.440001 | 2.560000 | 2.500000 | 2.750000 | 3.620000 |
| 3.560000 | 3.750000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.560000 |
| 3.560000 | 3.690001 | 3.690001 | 3.750000 | 3.690000 |
| 3.870001 | 3.810000 | 3.810000 | 3.750000 | 3.750000 |
| 3.750000 | 4.380000 | 3.750000 | 3.630000 | 3.750000 |
| 3.570000 | 3.500000 | 3.500000 | 3.500000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.379999 |
| 3.310000 | 3.560000 | 3.560000 | 3.370001 | 3.560000 |
| 3.750000 | 3.440000 | 3.630000 | 3.560000 | 3.570000 |
| 3.400000 | 3.320000 | 3.389999 | 3.570000 | 3.320000 |
| 3.320000 | 2.070001 | 2.280001 | | |

TABLA B-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado B-2) entre la peseta y el marco - a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 11.00000 | 10.94000 | 10.88000 | 11.06000 | 11.12000 |
| 11.00000 | 11.00000 | 11.00000 | 11.06000 | 11.05000 |
| 11.13000 | 11.07000 | 11.19000 | 11.31000 | 11.25000 |
| 11.25000 | 11.38000 | 11.44000 | 11.38000 | 10.88000 |
| 11.00000 | 11.25000 | 11.31000 | 11.38000 | 10.75000 |
| 10.69000 | 10.69000 | 10.50000 | 10.56000 | 10.56000 |
| 10.31000 | 10.31000 | 10.31000 | 9.810000 | 10.44000 |
| 10.25000 | 10.32000 | 9.940001 | 9.940001 | 9.940001 |
| 10.00000 | 10.07000 | 10.38000 | 10.38000 | 10.38000 |
| 10.50000 | 10.44000 | 10.44000 | 10.44000 | 10.37000 |
| 10.37000 | 10.25000 | 10.50000 | 10.50000 | 10.12000 |
| 10.12000 | 10.12000 | 10.12000 | 10.12000 | 10.13000 |
| 9.630000 | 9.500000 | 9.379999 | 9.500000 | 9.500000 |
| 9.500000 | 9.440001 | 9.440001 | 9.440001 | 9.320000 |
| 9.250000 | 9.130000 | 9.190001 | 9.250000 | 9.310000 |
| 9.250000 | 9.190000 | 9.190000 | 9.190000 | 9.250000 |
| 9.250000 | 8.310000 | 8.440001 | 8.310000 | 8.310000 |
| 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 | 8.370001 | 8.370001 |
| 8.370001 | 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 |
| 8.250000 | 8.250000 | 8.250000 | 8.250000 | 7.880000 |
| 7.880000 | 7.810000 | 7.750000 | 7.940000 | 7.870000 |
| 7.930000 | 7.810000 | 7.620000 | 7.620000 | 7.620000 |
| 7.810000 | 7.810000 | 7.810000 | 7.690000 | 7.690000 |
| 7.560000 | 7.560000 | 7.620000 | 7.870000 | 7.870000 |
| 7.870000 | 7.620000 | 8.060000 | 7.940000 | 7.810000 |
| 8.060000 | 7.940000 | 7.940000 | 8.060000 | 8.120001 |
| 8.120001 | 8.120001 | 8.120001 | 8.060000 | 8.060000 |
| 8.060000 | 7.880000 | 7.820000 | 8.070000 | 8.060000 |
| 7.940000 | 7.940000 | 8.060000 | 7.940000 | 8.000000 |
| 7.430000 | 7.500001 | 7.430000 | 7.430000 | 7.370000 |
| 7.310000 | 7.250000 | 7.310000 | 7.310000 | 7.310000 |
| 7.310000 | 7.250000 | 7.250000 | 7.190000 | 7.130000 |
| 7.060000 | 7.060000 | 7.000000 | 6.560000 | 6.560000 |
| 6.500001 | 6.630000 | 6.630000 | 6.750000 | 6.620000 |
| 6.440000 | 6.440000 | 6.440000 | 6.440000 | 6.440000 |
| 6.500000 | 6.570000 | 6.560000 | 6.620000 | 6.440000 |
| 6.250000 | 6.190000 | 6.190000 | 6.060000 | 6.000000 |
| 5.810000 | 5.940000 | 6.120000 | 6.120000 | 6.310000 |
| 6.060000 | 6.060000 | 6.060000 | 5.940000 | 5.750000 |
| 6.000000 | 5.810000 | 5.750000 | 5.820000 | 5.820000 |
| 5.750000 | 5.680000 | 5.560000 | 5.560000 | 5.690000 |
| 5.750000 | 5.750000 | 5.820000 | 5.620000 | 5.940000 |
| 5.940000 | 5.810000 | 5.620000 | 5.500000 | 5.560000 |
| 5.620000 | 5.620000 | 5.690000 | 5.820000 | 5.820000 |
| 5.810000 | 5.750000 | 5.810000 | 5.870000 | 5.810000 |
| 5.750001 | 5.750001 | 5.750001 | 5.750001 | 5.820000 |
| 5.820000 | 5.880000 | 5.880000 | 6.130000 | 7.000000 |
| 7.000000 | 7.190000 | 6.940000 | 6.940000 | 7.000000 |
| 6.940000 | 7.070000 | 7.130000 | 7.190000 | 7.190000 |
| 7.340001 | 7.310000 | 7.310000 | 7.310000 | 7.310000 |
| 7.310000 | 7.940000 | 7.310000 | 7.190000 | 7.310000 |
| 7.220000 | 7.120000 | 7.120000 | 7.120000 | 7.060000 |
| 7.120000 | 7.120000 | 7.120000 | 7.120000 | 7.030000 |
| 6.940000 | 7.190000 | 7.190000 | 7.180000 | 7.440000 |
| 7.630000 | 7.380000 | 7.570000 | 7.690000 | 7.570000 |
| 7.340000 | 7.380000 | 7.510000 | 7.510000 | 7.440000 |
| 7.320000 | 6.700000 | 6.720000 | | |

TABLA B-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
B-3) entre la peseta y el franco a un mes

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 5.120000 | 5.190000 | 5.250000 | 5.560000 | 5.560000 |
| 4.930000 | 4.930000 | 5.000000 | 4.930000 | 5.060000 |
| 5.690001 | 5.880000 | 5.879999 | 5.940000 | 5.940000 |
| 5.750000 | 5.879999 | 6.009999 | 6.060000 | 5.880000 |
| 5.810000 | 5.750000 | 5.940000 | 6.190000 | 5.690001 |
| 5.690001 | 5.690001 | 5.440001 | 5.310000 | 5.129999 |
| 4.810000 | 4.560000 | 4.750000 | 4.810000 | 5.000000 |
| 4.940001 | 5.070000 | 4.750000 | 4.750000 | 4.750000 |
| 4.810000 | 4.750000 | 4.940001 | 4.940001 | 4.940001 |
| 5.130000 | 5.130000 | 5.130000 | 5.320000 | 5.190000 |
| 5.190000 | 5.070000 | 5.180000 | 4.820000 | 4.870000 |
| 4.940000 | 5.060000 | 5.190000 | 5.310000 | 5.560000 |
| 5.250000 | 5.180000 | 4.880000 | 5.000000 | 5.060000 |
| 5.190000 | 5.120000 | 5.120000 | 5.120000 | 4.940000 |
| 5.000000 | 5.070000 | 5.130000 | 5.130000 | 5.060000 |
| 5.130000 | 5.130000 | 5.130000 | 5.060000 | 5.120000 |
| 5.190000 | 4.310000 | 4.380000 | 4.310000 | 4.310000 |
| 4.370000 | 4.400001 | 4.370000 | 4.310000 | 4.120000 |
| 4.120000 | 4.120000 | 4.060000 | 4.060000 | 3.500000 |
| 3.620000 | 3.690000 | 3.690000 | 3.250000 | 3.130000 |
| 3.130000 | 3.060000 | 2.940000 | 3.070000 | 3.000000 |
| 3.120000 | 3.120000 | 2.940000 | 3.060000 | 3.060000 |
| 3.310000 | 3.310000 | 3.250000 | 3.070000 | 3.000000 |
| 2.940000 | 3.000000 | 3.000000 | 3.190000 | 3.120000 |
| 3.120000 | 2.870000 | 3.370000 | 3.130000 | 3.000000 |
| 3.120000 | 3.130000 | 3.190000 | 3.370000 | 3.310000 |
| 3.310000 | 3.310000 | 3.310000 | 3.370000 | 3.370000 |
| 3.500000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.630000 | 3.440000 |
| 3.320000 | 3.380000 | 3.500000 | 3.440000 | 3.570000 |
| 3.000001 | 3.000001 | 3.180000 | 3.310000 | 3.250000 |
| 3.310000 | 3.250000 | 3.250000 | 3.250000 | 3.000000 |
| 3.190000 | 3.370000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.320000 |
| 3.120000 | 3.310000 | 3.320000 | 3.250001 | 3.180000 |
| 3.120000 | 3.190000 | 3.320000 | 3.370000 | 3.370000 |
| 3.370000 | 3.370000 | 3.440000 | 3.440000 | 3.500000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.560000 | 3.500000 |
| 3.630000 | 3.630000 | 3.560000 | 3.630000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.560000 | 3.620000 | 3.690000 | 3.620000 |
| 3.630000 | 3.630000 | 3.560000 | 3.630000 | 3.560000 |
| 3.750000 | 3.560000 | 3.570000 | 3.630000 | 3.630000 |
| 3.630000 | 3.560000 | 3.370000 | 2.930000 | 3.070000 |
| 3.130000 | 3.130000 | 3.190000 | 3.190000 | 3.440000 |
| 3.370000 | 3.310000 | 3.000000 | 2.690000 | 2.690000 |
| 2.750000 | 2.810000 | 2.870000 | 3.000000 | 2.880000 |
| 2.930000 | 2.870000 | 2.810000 | 2.750000 | 2.620000 |
| 2.810000 | 2.810000 | 2.810000 | 2.870000 | 3.000000 |
| 3.070000 | 3.190000 | 3.130000 | 3.440000 | 4.250000 |
| 4.250000 | 4.500000 | 4.250000 | 4.190000 | 4.190000 |
| 4.250000 | 4.380000 | 4.380000 | 4.440000 | 4.440000 |
| 4.620000 | 4.560000 | 4.560000 | 4.500000 | 4.370000 |
| 4.310000 | 4.750000 | 4.190000 | 4.000000 | 4.120000 |
| 3.940000 | 3.810000 | 3.870000 | 3.870000 | 3.940000 |
| 4.000000 | 4.000000 | 4.000000 | 4.180000 | 4.000000 |
| 4.000000 | 4.250000 | 4.190000 | 4.060000 | 4.120000 |
| 4.310000 | 4.060000 | 4.250000 | 4.250000 | 4.190000 |
| 3.960000 | 4.000000 | 4.070000 | 4.140000 | 4.000000 |
| 4.000000 | 3.700000 | 3.720000 | | |

TABLA H-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
C-1) entre la peseta y el dólar - a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 6.620000 | 6.500000 | 7.440000 | 6.940000 | 7.250000 |
| 7.000000 | 7.000000 | 7.070000 | 7.130000 | 7.070000 |
| 7.060000 | 6.940000 | 7.180000 | 7.190000 | 6.690000 |
| 7.250000 | 7.250000 | 7.250000 | 7.070000 | 6.930000 |
| 6.750000 | 6.880000 | 6.880000 | 6.940000 | 6.440000 |
| 6.380000 | 6.380000 | 6.130000 | 6.130000 | 6.000000 |
| 5.750000 | 5.630000 | 5.750000 | 5.560000 | 5.500000 |
| 5.320000 | 5.440000 | 5.370000 | 5.370000 | 5.370000 |
| 5.440000 | 5.320000 | 5.820000 | 5.820000 | 5.820000 |
| 6.120000 | 6.060000 | 6.060000 | 5.940000 | 5.940000 |
| 5.880000 | 5.630000 | 5.940000 | 5.880000 | 5.690000 |
| 5.820000 | 5.750000 | 5.690000 | 5.750000 | 5.750001 |
| 5.000000 | 5.440000 | 5.320000 | 5.500000 | 5.770000 |
| 5.630000 | 5.570000 | 5.500000 | 5.500000 | 5.380000 |
| 5.310000 | 5.440000 | 5.310000 | 5.690000 | 6.120000 |
| 5.630000 | 5.570000 | 5.570000 | 5.570000 | 5.630000 |
| 5.730000 | 4.820000 | 4.870000 | 4.880000 | 4.750000 |
| 4.810000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.870000 | 4.870000 |
| 4.750000 | 4.630000 | 4.630000 | 5.000000 | 4.380000 |
| 4.440000 | 4.440000 | 4.440000 | 4.380000 | 4.250000 |
| 4.250000 | 4.000001 | 4.310000 | 4.190000 | 4.190000 |
| 4.130000 | 4.070000 | 3.820000 | 3.820000 | 3.820000 |
| 3.810000 | 3.810000 | 3.750000 | 3.750000 | 3.630000 |
| 3.630000 | 3.630000 | 3.690000 | 4.810000 | 3.750000 |
| 3.690000 | 3.690000 | 4.060000 | 3.940000 | 3.870000 |
| 4.060000 | 4.060000 | 4.250000 | 4.250000 | 4.250000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.440000 | 4.190000 | 4.190000 |
| 4.130000 | 4.000000 | 3.940000 | 4.190000 | 4.120000 |
| 4.190000 | 3.940000 | 3.940000 | 3.940000 | 3.810000 |
| 3.190000 | 3.190000 | 3.120000 | 3.120000 | 2.930000 |
| 2.930000 | 2.930000 | 2.870000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.870000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.940000 | 2.880000 |
| 2.880000 | 2.880000 | 2.940000 | 2.810000 | 2.750001 |
| 2.680000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.870000 | 2.820000 | 3.060000 | 2.940000 | 2.940000 |
| 2.940000 | 3.000000 | 3.000000 | 2.870000 | 2.810000 |
| 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.750000 | 2.560000 |
| 2.560000 | 2.570000 | 2.750000 | 2.750000 | 2.630000 |
| 2.690001 | 2.690001 | 2.630000 | 2.570000 | 2.570000 |
| 2.570000 | 2.630000 | 2.690001 | 2.560000 | 2.560000 |
| 2.440000 | 2.440000 | 2.250000 | 2.190000 | 2.180000 |
| 2.120001 | 2.120001 | 2.180000 | 2.120000 | 2.320000 |
| 2.320000 | 2.310000 | 2.190000 | 2.190000 | 2.060000 |
| 2.120000 | 2.190000 | 2.250000 | 2.380000 | 2.380000 |
| 2.370000 | 2.370000 | 2.440000 | 2.440000 | 2.440000 |
| 2.440000 | 2.560000 | 2.560000 | 2.430000 | 2.630000 |
| 2.630000 | 2.690001 | 2.630000 | 2.940001 | 3.810000 |
| 3.750000 | 4.190000 | 4.120001 | 3.940000 | 3.879999 |
| 4.000000 | 4.120001 | 4.130000 | 4.310000 | 4.190000 |
| 4.560000 | 4.440001 | 4.440001 | 4.320000 | 4.500000 |
| 4.440000 | 4.630000 | 4.500000 | 4.190000 | 4.129999 |
| 4.190000 | 3.940000 | 3.940000 | 3.820000 | 3.810000 |
| 3.810000 | 3.810000 | 3.810000 | 3.810000 | 3.810000 |
| 3.750000 | 3.870001 | 3.870001 | 3.740000 | 3.870000 |
| 3.970000 | 3.920000 | 3.810000 | 3.870000 | 3.790000 |
| 3.440000 | 3.379999 | 3.420000 | 3.500000 | 3.300000 |
| 3.000000 | 3.320000 | 3.360001 | | |

TABLA H-5: Diferencial de tipos de interés en el euromercado
C-2) entre la peseta y el marco - a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 10.75000 | 10.57000 | 11.38000 | 10.75000 | 10.94000 |
| 10.82000 | 10.82000 | 10.88000 | 10.88000 | 10.88000 |
| 10.94000 | 10.88000 | 11.06000 | 11.19000 | 10.50000 |
| 11.19000 | 11.32000 | 11.44000 | 11.32000 | 10.81000 |
| 10.94000 | 11.19000 | 11.25000 | 11.38000 | 10.75000 |
| 10.69000 | 10.69000 | 10.50000 | 10.50000 | 10.50000 |
| 10.31000 | 10.19000 | 10.06000 | 9.560000 | 9.940001 |
| 9.500000 | 9.690001 | 9.690001 | 9.690001 | 9.690001 |
| 9.690001 | 9.570000 | 9.880000 | 9.880000 | 9.880000 |
| 10.12000 | 10.06000 | 10.06000 | 10.06000 | 10.06000 |
| 10.00000 | 9.750000 | 10.07000 | 10.00000 | 9.750000 |
| 9.750000 | 9.750000 | 9.750000 | 9.750000 | 9.750000 |
| 9.000000 | 9.379999 | 9.320000 | 9.380000 | 9.380000 |
| 9.380000 | 9.320000 | 9.190001 | 9.190001 | 9.070000 |
| 8.870000 | 8.940000 | 9.000000 | 9.120000 | 9.120000 |
| 9.190001 | 9.130000 | 9.130000 | 9.130000 | 9.130000 |
| 9.190000 | 8.380000 | 8.370001 | 8.380000 | 8.250000 |
| 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 | 8.310000 |
| 8.310000 | 8.130000 | 8.130000 | 8.500000 | 7.940000 |
| 7.880000 | 7.880000 | 7.880000 | 7.880000 | 7.750000 |
| 7.750000 | 7.560000 | 7.750000 | 7.810000 | 7.810000 |
| 7.750000 | 7.690000 | 7.500000 | 7.500000 | 7.500000 |
| 7.560000 | 7.560000 | 7.560000 | 7.560000 | 7.440000 |
| 7.440000 | 7.440000 | 7.500000 | 8.620000 | 7.620000 |
| 7.620000 | 7.750000 | 8.060000 | 7.940000 | 7.870000 |
| 8.060000 | 8.060000 | 8.190001 | 8.190001 | 8.250000 |
| 8.370001 | 8.370001 | 8.440001 | 8.250000 | 8.250000 |
| 8.250000 | 8.130000 | 8.129999 | 8.320000 | 8.310000 |
| 8.310000 | 8.190001 | 8.190001 | 8.190001 | 8.120000 |
| 7.500000 | 7.570000 | 7.430000 | 7.430000 | 7.430000 |
| 7.370000 | 7.310000 | 7.310000 | 7.310000 | 7.250000 |
| 7.310000 | 7.250000 | 7.250000 | 7.190000 | 7.190000 |
| 7.060000 | 7.000000 | 7.000000 | 6.560000 | 6.560000 |
| 6.500001 | 6.630000 | 6.630000 | 6.750000 | 6.560000 |
| 6.500001 | 6.570000 | 6.620000 | 6.560000 | 6.560000 |
| 6.620000 | 6.690000 | 6.750000 | 6.680000 | 6.500000 |
| 6.310000 | 6.250000 | 6.250000 | 6.180000 | 6.120000 |
| 5.930000 | 6.070000 | 6.250000 | 6.250000 | 6.440000 |
| 6.250000 | 6.250000 | 6.250000 | 6.130000 | 5.940000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 6.000000 | 5.940000 | 5.940000 |
| 5.870000 | 5.870000 | 5.750000 | 5.750000 | 5.870000 |
| 5.930000 | 5.930000 | 6.000001 | 5.870000 | 6.070000 |
| 6.070000 | 6.000000 | 5.870000 | 5.810000 | 5.870000 |
| 5.870000 | 5.870000 | 5.940000 | 6.070000 | 6.070000 |
| 6.000000 | 6.000000 | 6.060000 | 6.120000 | 6.060000 |
| 5.940000 | 6.000001 | 6.000001 | 6.000001 | 6.070000 |
| 6.070000 | 6.070000 | 6.130000 | 6.380000 | 7.250000 |
| 7.250000 | 7.690000 | 7.750001 | 7.690000 | 7.690000 |
| 7.690000 | 7.750001 | 7.880000 | 8.060000 | 8.000000 |
| 8.280001 | 8.190001 | 8.190001 | 8.190001 | 8.310000 |
| 8.250000 | 8.440001 | 8.310000 | 8.060000 | 8.000000 |
| 8.090000 | 7.870000 | 7.870000 | 7.750000 | 7.680000 |
| 7.680000 | 7.680000 | 7.680000 | 7.620000 | 7.650001 |
| 7.630000 | 7.810000 | 7.810000 | 7.920000 | 8.190001 |
| 8.290001 | 8.240000 | 8.190001 | 8.440001 | 8.290001 |
| 7.880000 | 7.940000 | 8.110001 | 8.190001 | 8.110001 |
| 7.820000 | 7.570000 | 7.550000 | | |

TABLA B-5: Diferencial de tipos de interés en el eur-mercado
C-3) entre la peseta y el franco a tres meses

| | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 5.000000 | 4.880000 | 6.130000 | 5.380000 | 5.500000 |
| 5.000000 | 5.000000 | 5.130000 | 5.070000 | 5.130000 |
| 5.560000 | 5.440000 | 5.500000 | 5.630000 | 4.940000 |
| 5.570000 | 5.690001 | 5.750000 | 5.750000 | 5.680000 |
| 5.630000 | 5.690001 | 5.880000 | 6.190000 | 5.630000 |
| 5.500000 | 5.500000 | 5.250000 | 5.190001 | 4.940001 |
| 4.810000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.440000 |
| 4.130000 | 4.370000 | 4.440000 | 4.440000 | 4.440000 |
| 4.440000 | 4.250000 | 4.320000 | 4.320000 | 4.320000 |
| 4.500000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.500000 |
| 4.630000 | 4.320000 | 4.380000 | 4.190001 | 4.130000 |
| 4.250000 | 4.380000 | 4.500000 | 4.500000 | 4.750000 |
| 4.120000 | 4.560000 | 4.250000 | 4.320000 | 4.440000 |
| 4.570000 | 4.500000 | 4.370000 | 4.500000 | 4.250000 |
| 4.190000 | 4.440000 | 4.630000 | 4.620000 | 4.500000 |
| 4.630000 | 4.690000 | 4.630000 | 4.630000 | 4.630000 |
| 4.690000 | 3.940000 | 3.870000 | 3.940000 | 3.810000 |
| 3.870000 | 3.930000 | 3.870000 | 3.870000 | 3.750000 |
| 3.750000 | 3.570000 | 3.630000 | 3.940000 | 3.000000 |
| 3.070000 | 3.070000 | 3.070000 | 2.630000 | 2.620000 |
| 2.560000 | 2.370001 | 2.560000 | 2.500000 | 2.500000 |
| 2.500000 | 2.500000 | 2.380000 | 2.380000 | 2.380000 |
| 2.500000 | 2.500000 | 2.500000 | 2.440000 | 2.320000 |
| 2.380000 | 2.440001 | 2.500000 | 3.560000 | 2.500000 |
| 2.560000 | 2.630000 | 3.000000 | 2.880000 | 2.810000 |
| 2.940000 | 2.940000 | 3.130000 | 3.250000 | 3.190000 |
| 3.310000 | 3.310000 | 3.320000 | 3.310000 | 3.190000 |
| 3.410000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.630000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.320000 | 3.380000 | 3.440000 | 3.500000 |
| 2.880000 | 2.880000 | 2.930000 | 3.120000 | 3.120000 |
| 3.250001 | 3.180000 | 3.120000 | 3.120000 | 2.810000 |
| 3.060000 | 3.120000 | 3.190000 | 3.190000 | 3.130000 |
| 2.940000 | 3.070000 | 3.070000 | 3.000001 | 2.930000 |
| 2.930000 | 2.940000 | 3.070000 | 3.190000 | 3.130000 |
| 3.250001 | 3.320000 | 3.500001 | 3.440000 | 3.440000 |
| 3.370000 | 3.310000 | 3.440000 | 3.370000 | 3.370000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.370000 | 3.430000 | 3.180000 |
| 3.180000 | 3.320000 | 3.380000 | 3.440000 | 3.380000 |
| 3.500000 | 3.500000 | 3.440000 | 3.500000 | 3.440000 |
| 3.440000 | 3.440000 | 3.570000 | 3.500000 | 3.560000 |
| 3.560000 | 3.440000 | 3.250000 | 2.750000 | 2.870000 |
| 2.870000 | 2.870000 | 3.000001 | 2.940000 | 3.070000 |
| 3.070000 | 3.000000 | 2.690000 | 2.500000 | 2.500000 |
| 2.500000 | 2.560000 | 2.690000 | 2.820000 | 2.820000 |
| 2.750000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.690000 | 2.560000 |
| 2.690000 | 2.810000 | 2.810000 | 2.870000 | 3.070000 |
| 3.130000 | 3.190000 | 3.190000 | 3.500000 | 4.250000 |
| 4.250000 | 4.750000 | 4.750001 | 4.620000 | 4.560000 |
| 4.750000 | 4.810000 | 4.880000 | 5.060000 | 5.000000 |
| 5.310000 | 5.190000 | 5.190000 | 5.130000 | 5.060000 |
| 4.879999 | 5.000000 | 4.940000 | 4.620000 | 4.560000 |
| 4.560000 | 4.250000 | 4.310000 | 4.190001 | 4.250000 |
| 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 | 4.310000 |
| 4.380000 | 4.560000 | 4.560000 | 4.420000 | 4.560000 |
| 4.660001 | 4.610001 | 4.560000 | 4.630000 | 4.600000 |
| 4.250000 | 4.250000 | 4.360001 | 4.440001 | 4.350001 |
| 4.190001 | 4.380000 | 4.360001 | | |

Reunido el Tribunal de ...
Sectoral con ... APTO CUM LAUDE
Madrid, 13 de Diciembre 1990

My > Apud

Rafael

2. 153 m

Rafael Rubio de Urquiza.