

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

**Departamento de Análisis Económico II
(Economía Cuantitativa)**



**INFLACIÓN, TIPOS DE INTERÉS DE INTERVENCIÓN Y
COMPORTAMIENTO DE ALGUNOS BANCOS CENTRALES**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Sonia María Brajín Rodríguez

Bajo la dirección del doctor

Arthur B. Treadway

Madrid, 2005

ISBN: 84-669-2875-8

**INFLACIÓN, TIPOS DE INTERÉS DE
INTERVENCIÓN Y COMPORTAMIENTO DE
ALGUNOS BANCOS CENTRALES**

TESIS DOCTORAL

Sonia María Brajín Rodríguez

Director: **Arthur B. Treadway**

Departamento de Economía Cuantitativa
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid

2004

En primer lugar quiero agradecer al profesor Arthur B. Treadway la gran dedicación y esfuerzo empleados en la dirección de esta tesis. Ha sido un privilegio trabajar con alguien de tan alta calidad profesional.

Quiero agradecer al Ministerio de Educación, Cultura y Deporte el apoyo financiero recibido a través de la beca de Formación del Personal Investigador que me fue concedida.

Mi agradecimiento también al Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II de la Universidad Complutense por el apoyo y los medios materiales puestos a mi disposición para la realización de esta tesis, en especial a los profesores Mercedes Gracia y Miguel Jerez.

Al profesor Alberto Mauricio le agradezco, entre otras cosas, que me proporcionase los programas drv y drvus, que han sido cruciales en el desarrollo de este trabajo.

Quiero expresar mi agradecimiento al profesor Rodrigo Peruga por su ayuda para conseguir la beca del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

Asimismo, agradezco al Sr. Gilbert Vez de Office Federal de la Statistique, al Sr. Gaston Wieder de Bank for International Settlement, al Sr. Gudrun Kroemmelbein del Deutsche Bundesbank, al Sr. Mathias Zurlinden del Swiss National Bank y a Statistics Bureau and Statistics Research de Japón su amabilidad al proporcionarme los datos de algunas de las series temporales que se analizan en esta investigación. Asimismo, agradezco al Sr. Mathias Zurlinden sus comentarios acerca de las características del mercado interbancario de Suiza, que me han sido muy útiles.

Agradezco a todos mis compañeros y amigos su apoyo y sincero interés por el desarrollo de esta tesis y en especial a mis amigas Eva Vicente y Consuelo Valvueda por su aliento, su consuelo y sus risas.

A mi familia de Alicante agradezco sus continuas muestras de afecto y apoyo.

A mis padres y a mi hermana les agradezco su amor y apoyo incondicionales. Han sido y serán siempre mis mejores ejemplos a seguir. Mi agradecimiento también a mi “otra hermana”, que siempre ha estado y estará ahí.

Por último, a Israel, a quien dedico esta tesis, quiero agradecer su amor, paciencia y comprensión. Esta tesis es también suya.

Índice

<i>Abreviaturas y siglas</i>	ix
<i>Capítulo 1: Introducción</i>	1
1.1 Elección de países, fuentes, longitud del intervalo muestral y fechas de la muestra de datos	4
1.2 Métodos empleados de análisis de series temporales	7
1.2.1 Métodos de análisis univariante	7
1.2.2 Métodos de análisis bivariante	11
1.3 Conclusiones principales de esta tesis	13
1.4 Literatura de referencia	15
1.4.1 Literatura relacionada con el orden de integración de la tasa de inflación	15
1.4.1.1 Trabajos empíricos que analizan el orden de integración de la tasa de inflación	15
1.4.1.2 Trabajos que suponen la estacionariedad de la tasa de inflación	19
1.4.2 Literatura relacionada con la búsqueda de relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación	19
1.4.2.1 Trabajos que realizan análisis univariante de diferenciales de inflación o ratios de precios	20

1.4.2.2 Trabajos que emplean el método de Johansen en la búsqueda de relaciones de cointegración entre tasas de inflación o diferenciales de tasas de inflación	22
1.4.2.3 Literatura relacionada con la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA)	24
1.4.3 Literatura relacionada con el orden de integración de los tipos de interés	26
1.4.4 Literatura relacionada con el comportamiento de los bancos centrales	28
1.4.4.1 Trabajos empíricos que elaboran funciones de reacción	28
1.4.4.2 Trabajos empíricos que contrastan la hipótesis de Fisher	31
1.5 Estructura del resto de la tesis	33
Apéndice 1: Tablas	35
<i>Capítulo 2: Métodos de Análisis de Series Temporales Empleados</i>	43
2.1 Nociones básicas	44
2.1.1 Serie temporal	44
2.1.2 Algunos operadores matemáticos	45
2.1.3 Proceso estocástico	46
2.1.4 Función lineal de transferencia	47
2.2 Representaciones univariantes de series temporales	49
2.2.1 Representaciones univariantes empleadas en esta tesis	49
2.2.1.1 Transformaciones univariantes iniciales	49
2.2.1.1.1 Transformaciones no lineales contemporáneas	49

2.2.1.1.2 Diferencias <i>a priori</i>	50
2.2.1.2 Descomposición determinista – estocástica	50
2.2.1.3 Procesos estocásticos lineales	51
2.2.1.3.1 Modelos ARMA(p,q)	52
2.2.1.3.2 Modelos ARIMA(p,d,q)	53
2.2.1.3.3 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) _s	53
2.2.1.3.4 Modelos de estacionalidad generalizada	54
2.2.2 Crítica a la representación univariante empleada comúnmente en la literatura econométrica	57
2.3 Construcción de modelos univariantes con datos	60
2.3.1 Modelos ARIMA(p,d,q)	61
2.3.2 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) ₄	66
2.3.3 Modelos de estacionalidad generalizada	67
2.3.4 Modelos de los diferenciales de tasas de inflación	68
2.3.5 Contrastes formales de hipótesis	70
2.3.5.1 Hipótesis de raíces reales en un AR(2) estimado con raíces imaginarias	70
2.3.5.2 Hipótesis de no estacionariedad	71
2.3.5.3 Hipótesis de no invertibilidad	72
2.3.5.4 Hipótesis de simplificación de estacionalidad determinista	73
2.3.6 Tratamiento de los incidentes anómalos	76
2.4 Representaciones bivariantes	78
2.4.1 Representaciones bivariantes empleadas en esta investigación	78

2.4.1.1 Representación bivalente de cointegración $CI(1,1)$	78
2.4.1.2 Representación bivalente en forma v	80
2.4.1.2.1 Casos con $r_t \sim I(1)$	81
2.4.1.2.2 Casos con $r_t \sim I(2)$	85
2.4.2 Crítica a una representación bivalente frecuentemente empleada en la literatura econométrica	85
2.5 Construcción de modelos bivariantes con datos	87
2.5.1 Búsqueda de relaciones bivariantes $CI(1,1)$	87
2.5.2 Construcción de modelos bivariantes en forma v con datos	88
Apéndice 2: Fórmulas Empleadas	93
<i>Capítulo 3: Análisis Univariantes de Índices de Precios al Consumo</i>	101
3.1 Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$	102
3.1.1 UK	104
3.1.2 RFA	104
3.1.3 Suiza	105
3.1.4 Japón	105
3.1.5 Francia	106
3.2 Modelos de estacionalidad generalizada	107
3.2.1 UK	107
3.2.2 RFA	108
3.2.3 Suiza	110
3.2.4 Japón	112
3.2.5 Francia	112

3.3 Conclusiones	114
Apéndice 3.1: Tablas	115
Apéndice 3.2: Gráficos	123
<i>Capítulo 4: Algunos Análisis de Relaciones Internacionales de Inflación</i>	131
4.1 Análisis univariantes de diferenciales de tasas de inflación	133
4.1.1 Introducción	134
4.1.2 UK y Suiza (<i>dus</i>)	136
4.1.3 Suiza y Japón (<i>dsj</i>)	138
4.1.4 UK y Japón (<i>duj</i>)	139
4.1.5 RFA y Japón (<i>dgj</i>)	139
4.1.6 RFA y Suiza (<i>dgs</i>)	140
4.1.7 UK y RFA (<i>dug</i>)	142
4.1.8 UK y Francia (<i>duf</i>)	144
4.1.9 Suiza y Francia (<i>dsf</i>)	145
4.1.10 RFA y Francia (<i>dgf</i>)	146
4.1.11 Japón y Francia (<i>djf</i>)	147
4.2 Búsqueda de una relación trivariante CI(1,1) entre tasas de inflación de RFA, Francia y Suiza	150
4.3 Conclusiones	155
Apéndice 4.1: Tablas	157
Apéndice 4.2: Gráficos	181

<i>Capítulo 5: Análisis Univariantes de Tipos de Interés del Mercado</i>	
<i>Interbancario a un Día</i>	189
5.1 UK	190
5.2 RFA	193
5.3 Suiza	194
5.4 Japón	198
5.5 Conclusiones	201
Apéndice 5.1: Tablas	203
Apéndice 5.2: Gráficos	215
<i>Capítulo 6: Análisis Bivariantes del Tipo de Interés y la Tasa de Inflación</i>	223
6.1 Introducción	224
6.2 UK	225
6.3 RFA	229
6.4 Suiza	233
6.5 Japón	237
6.6 Conclusiones	241
Apéndice 6.1: Tablas	243
Apéndice 6.2: Gráficos	265
<i>Capítulo 7: Conclusiones y Propuestas para Investigaciones Futuras</i>	273
7.1 Regularidades empíricas en las tasas de inflación	273
7.2 Relaciones de cointegración entre tasas de inflación	274

7.3 Propiedades de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día	275
7.4 Relaciones entre el tipo de interés y la tasa de inflación	276
7.5 Propuestas para investigaciones futuras	277
 <i>Apéndice de Datos</i>	 281
 <i>Referencias</i>	 307

Abreviaturas y Siglas

ADF:	Contraste Augmented Dickey Fuller (Dickey y Fuller (1979, 1981))
AR:	Operador Autorregresivo
AR_f :	Operador Autorregresivo de frecuencia f
AR(p):	Operador Autorregresivo regular de orden p
AR(P) ₄ :	Operador Autorregresivo anual de orden P en datos trimestrales
ARI:	Operador Autorregresivo Integrado
ARIMA:	Operador Autorregresivo Integrado y de Media Móvil
ARMA:	Operador Autorregresivo y de Media Móvil
AST:	Análisis de Series Temporales
acf :	función de autocorrelación simple
ccf :	función de correlación cruzada
BCE:	Banco Central Europeo
BG:	Bonos del Gobierno
CI:	Relaciones de Cointegración
CI(1,1):	Cointegración de ordenes uno y uno
CMR:	Call Money Rate
CNE:	Contrastes de No Estacionariedad
d :	número de diferencias regulares
d_{ij} :	diferencial de tasas de inflación de país i con país j
D :	número de diferencias anuales
DF:	Contraste Dickey Fuller (Dickey y Fuller (1979, 1981))

DCD:	Contraste de Davis, Chen y Dunsmuir (Davis et al. (1995, 1996))
$E(\cdot)$:	Esperanza matemática
EE. UU.:	Estados Unidos
EFI:	Estadísticas Financieras Internacionales
f :	frecuencia
fa :	factor de amortiguamiento
FLT:	Función Lineal de Transferencia
FMI:	Fondo Monetario Internacional
FNE:	Factor (es) No Estacionario (s)
I, t :	impulso en el momento t
$I(d)$:	Operador Integrado de orden d
iid:	independiente e idénticamente distribuido
irf :	función de respuesta al impulso
$JI(d)$:	vector de variables Conjuntamente Integradas de orden d
IPC:	Índice de Precios al Consumo
IPE:	Índice de Precios de las Exportaciones
IPI:	Índice de Producción Industrial
IPM:	Índice de Precios del Output del Sector de Manufacturas
IPP:	Índice de Precios de los Productores
IPRI:	Índice de Precios Industriales
IPS:	Contraste de Im, Pesaran y Shin (Im et al. (2003))
IPSS:	Índice de Precios del Output del Sector Servicios
JLR:	Contraste de Taylor y Sarno (Taylor y Sarno (1998))

KPSS:	Contraste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (Kwiatkowski et al. (1992))
LL:	Contraste de Levin y Lin (Levin y Lin (1992))
ln:	logaritmo neperiano
LT:	Letras del Tesoro
MA:	Operador Media Móvil
MA _f :	Operador Media Móvil de frecuencia f
MA(q):	Operador Media Móvil regular de orden q
MA(Q) ₄ :	Operador Media Móvil anual de orden Q en datos trimestrales
MCO:	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MEG:	Modelo de Estacionalidad Generalizada
MVC	Máxima Verosimilitud Condicionada
MVE:	Máxima Verosimilitud Exacta
MVENC	Máxima Verosimilitud Exacta No Condicionada
OCDE:	Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos
P:	Contraste de Perron (Perron (1989, 1997))
P_i :	Índice de Precios al Consumo de país i (P es genérico)
p_i :	medida de la tasa de inflación de país i (p es genérico)
$pacf$:	función de autocorrelación parcial
PIB:	Producto Interior Bruto
per :	período
PP:	Contraste de Phillips y Perron (Phillips y Perron (1988))
PPA:	Paridad de Poder Adquisitivo
pv:	plazo de vencimiento

PV:	Contraste de Perron y Vogelsang (Perron y Vogelsang (1992))
RFA:	República Federal de Alemania
r_i :	tipo de interés del mercado interbancario a un día de país i (r es genérico)
r.i.:	raíces imaginarias
r.r.:	raíces reales
s:	número de observaciones por año
sdp:	simétrica definida positiva
S, t:	escalón en el momento t
SF:	Contraste de Shin y Fuller (Shin y Fuller (1998))
SME:	Sistema Monetario Europeo
sr_f :	función de respuesta al escalón
UK:	Reino Unido
$V(\cdot)$:	Varianza
VAR:	AR Vectorial
WS:	Contraste de Pantula, Gonzalez-Farias y Fuller (Pantula et al. (1994))

Capítulo 1: Introducción

En esta tesis se presentan los resultados de análisis univariantes de series temporales trimestrales en la muestra I/85-IV/99 de: (1) el Índice de Precios al Consumo (IPC) del Reino Unido (UK), la República Federal Alemana (RFA), Suiza, Japón y Francia, (2) los diferenciales de las tasas de inflación de estos países y (3) los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día (r) del UK, la RFA, Suiza y Japón. También se presentan análisis de búsqueda de cointegración trivariante $CI(1,1)$ (véase la Sección 2.4.1.1 para la definición de este concepto) entre las tasas de inflación de los cinco países en (1) y análisis bivariantes de las tasas de inflación y los tipos de interés del UK, la RFA, Suiza y Japón. Se trata de análisis empíricos de exploración que, en muchos casos, generan resultados muy diferentes de los que se obtienen o se suponen en la literatura.

El objetivo primordial de esta tesis es mejorar el conocimiento del fenómeno de la inflación, especialmente de las propiedades del equilibrio estadístico a largo plazo en que operan las variables analizadas. Se emplea el IPC como medida del nivel general de precios nominales de la economía y la tasa de variación logarítmica del IPC como medida de la tasa de inflación (p).

Una primera cuestión que se plantea en esta investigación es cuál es el orden de integración de la tasa de inflación. Para responder a esta pregunta se escoge un conjunto de países y se realizan análisis univariantes del IPC de cada uno de ellos. Estos análisis, presentados en el Cap. 3, revelan que las tasas de inflación del UK (pu), la RFA (pg), Suiza (ps), Japón (pj) y Francia (pf) siguen procesos integrados de orden uno, $I(1)$. Con p una tasa de inflación esta propiedad se escribe $p \sim I(1)$. Estos resultados van en contra de mucha

literatura, teórica y empírica, que supone que las tasas de inflación siguen procesos estacionarios, es decir, $p \sim I(0)$ (véase Sección 1.4.1).

Otra cuestión relevante planteada en esta tesis es si, en el conjunto de países analizados, la inflación es un fenómeno exclusivamente nacional o si, por el contrario, hay grupos de países que tienen una tasa de inflación común. Para responder a esta cuestión, en el Cap. 4 se buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación de los cinco países indicados.

En un primer paso se buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación por pares de países, para lo que se estudia el orden de integración de los diferenciales de las tasas de inflación. Un resultado de estacionariedad de alguno de estos diferenciales, indicaría que las dos tasas de inflación implicadas operan en una relación bivalente de cointegración $CI(1,1)$ y, por tanto, que hay una sola tasa de inflación en los dos países correspondientes. Los análisis presentados aquí muestran que los diferenciales de pu , ps y pj son estacionarios y que los diferenciales de pg y pf con el resto de tasas de inflación (y entre ellas) no son estacionarios.

Los resultados anteriores indican que, en el conjunto de tasas de inflación analizadas, hay al menos dos Factores No Estacionarios (FNE) y como máximo tres, uno asociado con pg , otro con pf y otro común a pu , ps y pj . Para evaluar la posibilidad de que sólo haya dos FNE, se analiza si existe o no una relación trivalente $CI(1,1)$ entre pg , pf y ps . Un resultado de cointegración trivalente $CI(1,1)$ indicaría que, en estas cinco tasas de inflación, sólo hay dos FNE. Los análisis realizados revelan que pg , pf y ps no operan en una relación trivalente $CI(1,1)$, es decir, que hay tres FNE, no dos.

Los resultados de los análisis del Cap. 4 implican que el UK, Suiza y Japón tienen una tasa común de inflación, mientras que, tanto en la RFA como en Francia, la inflación es un

fenómeno exclusivamente nacional, al menos dentro de este conjunto de países. Ante estos resultados surge el interrogante de por qué algunos países tienen una tasa de inflación común y otros no. Esta cuestión se plantea pero no se resuelve en esta investigación.

En la comprensión del fenómeno de la inflación, parece relevante el estudio de r , ya que este tipo de interés está prácticamente fijado por el banco central de cada país, especialmente cuando se trata de valores medios en períodos tan largos como el trimestre, y dado que generalmente se considera que r es uno de los determinantes principales de p . Por ello se incluyen en el estudio los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día del UK, la RFA, Suiza y Japón (r_u , r_g , r_s y r_j respectivamente). Los análisis univariantes de estas series se presentan en el Cap. 5. La cuestión central es ¿cuáles son los órdenes de integración de estos tipos de interés?

A pesar de que muchos autores asumen que estos tipos de interés son estacionarios, los análisis univariantes que se presentan en esta tesis indican, de forma clara, que no son estacionarios. Se encuentra que $r_u \sim I(1)$, $r_j \sim I(1)$, $r_g \sim I(2)$ y $r_s \sim I(2)$. Que algunas de tales series sigan procesos $I(2)$ supone una novedad destacable en esta investigación en relación con la literatura (véase Sección 1.4.3).

En el Cap. 6 se presentan los resultados de análisis bivariantes de r y p para el UK, la RFA, Suiza y Japón. Se construyen modelos de transferencia de un solo output con p como input y r como output y se considera la posibilidad de realimentación (véase Sección 2.4.1.2). Estos análisis constituyen un primer paso en la construcción de modelos del comportamiento de los bancos centrales.

En primer lugar se plantea la cuestión de hasta qué punto los bancos centrales intentan controlar p . La idea de que r tiene un efecto negativo a largo plazo sobre p está muy extendida. Si este supuesto es cierto y si un banco central intenta controlar p , aunque no se

trate de un control estricto, cabe esperar que r reaccione a p positivamente y que el efecto a largo plazo de p sobre r sea mayor que uno, de forma que se produzcan cambios en el tipo de interés real (a muy corto plazo de vencimiento) en la misma dirección que los cambios en p . Por otro lado, si el banco central opera una política por realimentación desde la inflación, no es de esperar que empíricamente se detecten efectos negativos de r sobre p . Los resultados obtenidos aquí aportan evidencia a favor de que los bancos centrales de estos países intentan controlar p en estos sentidos.

Una segunda cuestión que se plantea en esta tesis en relación al comportamiento de los bancos centrales es si la dependencia de r sobre p es diferente entre países. Los análisis presentados en esta tesis revelan que la respuesta de r a p varía entre países.

Otra cuestión relevante es si el único objetivo de los bancos centrales es controlar la inflación. Los resultados indican que, en el comportamiento de estos bancos centrales, están presentes otras variables no estacionarias, además de p .

El resto de este capítulo se estructura como sigue. En la Sección 1.1 se motiva la elección del conjunto de países analizados, de las fuentes empleadas, de la longitud del intervalo muestral y de las fechas de la muestra de los datos utilizados en la investigación. La Sección 1.2 resume los métodos de análisis empleados. En la Sección 1.3 se presentan las conclusiones principales de esta tesis. Se comenta de forma crítica la literatura relacionada con esta investigación en la Sección 1.4 y en la Sección 1.5 se presenta la estructura del resto de la tesis. Al final del capítulo se presenta un apéndice con las tablas a las que se hace referencia en el texto de la Sección 1.4.

1.1 Elección de países, fuentes, longitud del intervalo muestral y fechas de la muestra de datos

Los países cuyos datos se analizan en esta investigación son el UK, la RFA, Suiza,

Japón y Francia. Se escogen el UK y Suiza por su importancia como centros financieros internacionales. Se escogen la RFA y Francia por su relevancia en la Unión Europea y porque ambos han pertenecido al Sistema Monetario Europeo (SME) durante todo el período de análisis. Se escoge a Japón por ser otra de las economías más grandes del mundo.

EE. UU. es el país de mayor peso en la economía mundial y sus datos macroeconómicos han sido analizados ampliamente en la literatura econométrica. Por tanto, hay buenas razones para incluir EE. UU. Sin embargo, se decide no incluirlo por las razones desarrolladas en la Sección 3.1, donde se detecta una deficiencia importante de los datos de IPC de EE. UU.

En la realización de esta tesis ha sido necesaria la búsqueda y selección entre fuentes alternativas de datos. Se han recogido datos de las fuentes de estadística oficiales de cada país (fuente original) y de bases de datos publicadas por organismos internacionales, como *Estadísticas Financieras Internacionales* (EFI) del FMI, *OECD Statistical Compendium* de la OCDE y *New Cronos* de Eurostat. Las tres últimas fuentes, distribuidas en formato magnético, presentan deficiencias importantes. Concretamente: (1) en ninguna de las fuentes se proporciona la definición exacta de todas las series de datos publicadas o su fuente original, (2) en las dos últimas fuentes no siempre se informa de la presencia en una serie temporal de un enlace entre otras dos series y en la fuente EFI, en la que sí se señalan las fechas de enlace, en muchos casos no se indica la definición de las series que se enlazan y (3) las tres fuentes presentan errores serios en relación con los datos originales.

Para ilustrar los puntos anteriores se expone el caso de rj . En la fuente *New Cronos* de Eurostat se encuentra una serie mensual para el período 1/82 – 3/99 denominada “Day to Day Rate. Average” para Japón (medida en porcentaje anual). En esta fuente no se menciona que dicha serie resulta de enlazar al menos dos series diferentes, ni la fecha de enlace, ni la definición de las series que se enlazan o su fuente. Cuando se compara la serie

proporcionada por *New Cronos* con las series (a) “Collaterized Call Money Rate. Overnight. Average”, y (b) “Uncollaterized Call Money Rate. Overnight. Average”, proporcionadas por el Banco de Japón (medidas en porcentaje anual), se descubre que la serie “Day to Day Rate” de *New Cronos* coincide con la serie (a) en el período 1/82 - 12/91, excepto en 3/84, donde hay una diferencia numérica muy grande, y con la serie (b) en el período 1/93 - 3/99. Este es sólo uno de los muchos casos en los que se han encontrado elementos que hacen dudar de la fiabilidad de los datos proporcionados por las fuentes anteriormente mencionadas. Por ello, en esta tesis, cuando es posible, se emplean las series de datos proporcionados por la fuente original. Véase el Apéndice de Datos para una descripción de las mismas.

En esta investigación se emplean datos trimestrales. Se opta por datos trimestrales en vez de mensuales, en parte porque se proyecta la realización futura de investigaciones que incluyen variables de contabilidad nacional para las que no existen datos mensuales. Además, esta longitud de intervalo muestral es posiblemente óptima para modelizar la respuesta de r frente a p . En el Cap. 6 se encuentra que, en muchos países, la respuesta de r frente a p es lo suficientemente lenta como para sospechar que se confundiría con ausencia de relación en datos mensuales.

No se emplean datos anuales en esta investigación, en parte porque la hipótesis de homogeneidad de estructura es más cuestionable en períodos tan largos como los necesarios para contar con suficientes observaciones para el análisis estadístico. También parece que las respuestas de r frente a p , aunque fáciles de modelizar, resultarían menos informativas.

La muestra empleada en esta investigación abarca el período I/85 - IV/99. Es una muestra relativamente corta, pero parece suficientemente larga como para realizar análisis empíricos útiles. También, al tratarse de un período de tiempo relativamente corto (15 años), es más plausible suponer que el proceso estocástico que siguen las variables es homogéneo a

lo largo de todo el período.

1.2 Métodos empleados de análisis de series temporales

En esta sección se describen brevemente los métodos de análisis de series temporales que se emplean en esta tesis. Muchos de estos métodos difieren de los que se emplean habitualmente en la literatura de la econometría aplicada. La Sección 1.2.1 se refiere a los métodos univariantes y la Sección 1.2.2 a los métodos bivariantes.

1.2.1 Métodos de análisis univariante

En esta tesis se define cada variable z_t como la suma de dos componentes, ξ_t , que es la suma de todos los componentes deterministas de z_t (de tendencia, estacionalidad y/o intervención), y N_t , que es el componente puramente estocástico de z_t (véase la Sección 2.2.1.2). Las formas de modelo estocástico que se emplean (véase la Sección 2.2.1.3) se especifican para N_t . En la literatura econométrica actual, son frecuentes los trabajos que emplean otra representación univariante, descrita en la Sección 2.2.2, que formula componentes deterministas para z_t defectuosos en sentidos diversos. En esta tesis se emplea la descomposición indicada, lo que evita tales errores de representación.

Aquí se emplean estructuras ARMA (véase la Sección 2.2.1.3.1), en lugar de estructuras puramente AR, que son las más empleadas en la literatura econométrica actual. La admisión de formas MA permite, en muchos casos, una parametrización más escueta y nunca menos escueta que la forma AR pura. La admisión de formas MA también facilita el estudio del orden de integración de las variables, ya que la no invertibilidad de operadores MA revela la sobrediferenciación.

En esta tesis, y para las series que presentan estacionalidad, se construyen modelos de estacionalidad generalizada según la metodología desarrollada por Gallego (1995) y Gallego

y Treadway (1996). En el caso de datos trimestrales, el Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG) relaja ciertas restricciones presentes en el Modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ (véase la Sección 2.2.1.3.3), que relacionan la estructura de la tendencia con la estructura de la estacionalidad y que impiden la posibilidad de estacionalidad mixta, es decir, determinista en una de las frecuencias estacionales y estocástica en la otra. A pesar de estas ventajas, esta representación no se emplea todavía en la literatura.

En la construcción de modelos se emplea una forma extendida de la metodología propuesta por Box y Jenkins; véase la última edición en Box et al. (1994). Se emplea un proceso iterativo: (1) especificación inicial, basada fundamentalmente en los datos, (2) estimación eficiente por el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta No Condicionada (MVENC), (3) diagnóstico estadístico y, en su caso, (4) reformulación de la especificación y reinicio en el paso (2). Este procedimiento iterativo para la construcción de modelos no suele emplearse en la literatura.

En esta tesis la especificación inicial de los modelos se realiza a partir de los instrumentos de identificación, entre los que se encuentran los materiales gráficos, que aquí tienen un papel fundamental. En la literatura econométrica actual la etapa de especificación se lleva a cabo mediante la estimación de modelos sobreparametrizados y apenas se emplean herramientas gráficas.

Los modelos se estiman eficientemente en esta tesis por el criterio de MVENC, según los algoritmos de Melard (1984) y Mauricio (1995, 1996). En la mayor parte de la literatura econométrica, sin embargo, se emplean métodos de estimación condicionados, que no emplean eficientemente los datos. Los criterios de estimación condicionados tratan a las primeras observaciones como números fijos en lugar de aleatorios como las demás

observaciones. Entre otras desventajas, esto implica que no se estiman residuos en las fechas de las primeras observaciones y, por tanto, que no es posible detectar la presencia de incidentes anómalos potencialmente influyentes en las primeras observaciones. Esto puede tener consecuencias importantes, especialmente en el caso real de muestras pequeñas. La estimación por Máxima Verosimilitud Condicionada (MVC), incluso en el caso de un AR puro, es sólo una aproximación a la estimación por MVENC: en la función de verosimilitud condicionada se ignoran dos términos de la función de verosimilitud no condicionada.

En esta investigación, en la etapa de diagnóstico se buscan evidencias en contra de la especificación inicial y sugerencias que conduzcan a reformulaciones. Se emplean instrumentos gráficos y estadísticos. Concretamente, en la diagnosis estadística de los modelos univariantes se emplean los gráficos de residuos y de las funciones de autocorrelación simple y parcial (*acf/pacf*) residuales, la media muestral de los residuos con su desviación típica estimada y el estadístico Q de Ljung y Box (1978). También se emplean métodos de diagnóstico por sobreajuste y contrastes formales de hipótesis de simplificación.

En la literatura econométrica actual las únicas herramientas de diagnóstico que se emplean son los contrastes formales de hipótesis basados en estadísticos como el Q de Ljung y Box y son frecuentes los trabajos publicados en los que no se presenta ninguna herramienta de diagnóstico. El empleo exclusivo del Q de Ljung y Box, en muchas ocasiones, impide detectar evidencias de mala especificación de un modelo. Es muy frecuente, en la práctica, que las *acf/pacf* residuales de un modelo presenten evidencia de mala especificación a pesar de que el valor de estadísticos tales como el Q de Ljung y Box no lo indique. También es importante consultar gráficos de residuos ya que, en ocasiones, son la única herramienta que permite detectar que un modelo no es estadísticamente adecuado.

Los contrastes formales de hipótesis se emplean en esta tesis como una herramienta

adicional en la construcción de los modelos, no como la única herramienta, como muchas veces parece ser el caso en los estudios de econometría aplicada recientes. En esta tesis, sólo se aplican contrastes formales de hipótesis en modelos que parecen estadísticamente adecuados, que están eficientemente estimados y que están parametrizados de forma escueta. En la literatura econométrica, sin embargo, los contrastes formales de hipótesis se aplican, en general, en modelos que están sobreparametrizados, que no están estimados eficientemente y que no son estadísticamente adecuados, dando lugar a resultados muy poco convincentes.

Aquí sólo se imponen restricciones en los modelos a partir de resultados de contrastes formales de hipótesis cuando estos contrastes resultan contundentes ya que, a diferencia de la práctica habitual en la literatura, los valores críticos de los contrastes para los niveles de confianza convencionales no se aplican como reglas rígidas.

Los contrastes formales de hipótesis relacionados con el orden de integración que se emplean en esta tesis son contrastes basados en estadísticos de razón de verosimilitudes no condicionadas. En concreto, se emplea el contraste de no invertibilidad de operadores MA de Davis et al. (1995, 1996), en adelante DCD, y el contraste de no estacionariedad de un operador componente AR(1) de Shin y Fuller (1998), en adelante SF. Estos contrastes parecen ser superiores en tamaño y potencia a otros que se emplean habitualmente en la literatura para contrastar este tipo de hipótesis.

El tratamiento que se le da en esta tesis a los incidentes anómalos en los datos es especialmente detenido. Se mira a los gráficos de datos para detectar posibles incidentes anómalos, se realiza una amplia búsqueda de información extramuestral que justifique estos incidentes como contaminación de los datos y se analiza la influencia de los parámetros de intervención (que no estén justificados por información extramuestral) sobre los valores estimados de los restantes parámetros del modelo, así como sobre las decisiones acerca de los

ordenes de integración. En la literatura econométrica actual los incidentes anómalos en los datos se mencionan en muy pocos trabajos, tampoco se menciona información extramuestral y no se evalúa la influencia de los incidentes anómalos.

1.2.2 Métodos de análisis bivalente

En esta tesis se realizan análisis bivariantes en el Cap. 4, donde se buscan relaciones de cointegración $CI(1,1)$ entre las tasas de inflación de cinco países, y en el Cap. 6, donde se construyen modelos bivariantes de r y p para cuatro países.

La mayoría de los análisis bivariantes del Cap. 4 se reducen, de hecho, a análisis univariantes de diferenciales de tasas de inflación. En esta tesis, en la representación de cointegración bivalente $CI(1,1)$ para dos tasas de inflación, no se admite la posibilidad de que el vector de cointegración sea distinto de $[1,-1]$. Si se admitiese esta posibilidad, se permitirían cambios no lineales en la escala de medida de alguno de los índices de precios, lo que claramente no es aceptable en términos económicos. En el caso de una relación de cointegración trivariante $CI(1,1)$ entre tasas de inflación, aquí no se admite la posibilidad de que la suma de los coeficientes del vector de cointegración sea distinta de cero, por la misma razón que en el caso de cointegración bivalente. Cuando se impone esta restricción, la búsqueda de cointegración trivariante $CI(1,1)$ entre tasas de inflación se reduce a la búsqueda de cointegración bivalente $CI(1,1)$ entre diferenciales de tasas de inflación. En la literatura, sin embargo, se encuentran muchos trabajos que buscan relaciones de cointegración entre tasas de inflación que no imponen estas restricciones en sus modelos, admitiendo, por tanto, cambios no lineales en la escala de medida de los índices de precios.

En la construcción de los modelos bivariantes de r y p , que se presentan en el Cap. 6, se emplea la hipótesis de identificación exacta, no contrastable pero plausible, de que p no recibe influencias contemporáneas de r . Debido a esta hipótesis de identificación, el

modelo bivalente de r y p se puede formular como dos modelos de transferencia con ruidos independientes (véase Sección 2.4.1.2). Uno de estos modelos de transferencia describe la respuesta de r frente a p , es decir, describe el comportamiento del banco central. El otro describe la respuesta de p frente a r y se puede interpretar como comportamiento del resto de la economía.

En cuanto a los métodos de construcción de modelos bivariantes con datos, en esta tesis, antes de considerar un modelo de relación entre variables, se lleva a cabo un análisis univariante de cada una de las variables que va a formar parte del sistema que se quiere estudiar. Esta práctica permite tener un conocimiento inicial de las características de los datos (transformación no lineal contemporánea de Box y Cox (1964), órdenes de integración, estructuras ARMA estacionarias y fecha, tipo y tamaño de los incidentes anómalos) y tener una regla de medida con la que comparar modelos más complejos. En muchos estudios empíricos publicados, sin embargo, no se realiza análisis univariante antes de un análisis de relación. En otros, el análisis univariante se reduce a estimar modelos AR puros, sin que esté justificado empíricamente, con criterios de estimación inapropiados para el análisis práctico, y a aplicar contrastes del tipo DF o ADF (Dickey y Fuller (1979, 1981)) en dichos modelos.

El primer paso en la especificación de los modelos bivariantes que se construyen en esta tesis es la búsqueda de relaciones de cointegración entre las dos variables que se incluyen en el modelo. Sin embargo, en muchos trabajos empíricos publicados se construyen modelos multivariantes de un conjunto de variables sin considerar la posibilidad de que las variables operen en relaciones de cointegración, lo que conduce a sobreparametrización y al empleo ineficiente de la información contenida en los datos.

Los métodos de búsqueda de cointegración que se emplean en esta investigación son dos: (1) análisis univariante de diferenciales de tasas de inflación (I(1)), lo que permite

detectar relaciones de cointegración bivalente $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1,-1]$ en este caso y (2) estimación de regresiones estáticas entre variables $I(1)$ por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y análisis univariante de los residuos resultantes para evaluar si son estacionarios o no. El método (2) difiere del propuesto por Engle y Granger (1987) en los métodos de análisis univariantes empleados, más rigurosos en esta tesis.

En la construcción de los modelos bivariantes de r y p que se presentan en el Cap. 6 se emplea un procedimiento iterativo semejante al descrito en la sección anterior. En este caso, en la etapa de diagnóstico estadística de los modelos, se emplean, además de las herramientas ya mencionadas para el análisis univariante, el gráfico de la función de correlación cruzada muestral (ccf) y el estadístico P de Hosking (1980). El estadístico P es un estadístico portmanteau al igual que el estadístico Q de Ljung y Box, que, en el caso de modelos bivariantes, resume las dos $acf/pacf$ residuales y la ccf residual, que a su vez, resumen los gráficos de residuos. Por ello, no es apropiado emplear únicamente esta herramienta para la diagnosis de un modelo de relación. Es necesario consultar en primer lugar los gráficos de residuos, en segundo lugar las funciones $acf/pacf/ccf$ y, por último, el estadístico P.

1.3 Conclusiones principales de esta tesis

La tasa de inflación parece $I(1)$ en todos los países analizados. Si se considera un tipo (estricto e ideal) de control de la inflación por parte de los bancos centrales, que implique que la inflación siga un proceso estacionario, el resultado anterior indica que los bancos centrales de los países analizados no controlan la tasa de inflación en este sentido.

Los diferenciales de pu , ps y pj parecen estacionarios, mientras que los diferenciales de pg y pf con las tasas de inflación restantes no parecen estacionarios, ni tampoco el diferencial entre pg y pf . Por otro lado, se encuentra que pg , pf y ps no operan en una

relación trivariante $CI(1,1)$. Este resultado, conjuntamente con los anteriores, indica que, en el conjunto de las cinco tasas de inflación analizadas, hay tres FNE.

Los análisis univariantes de ru , rg , rs y rj indican que estos tipos de interés no son estacionarios y que esta conclusión es muy robusta. Parecen seguir procesos $I(1)$ en el caso del UK y Japón y procesos $I(2)$ en los casos de la RFA y Suiza.

Se observa que, a excepción de rg , se trata de series temporales muy accidentadas, lo que se debe probablemente a que r es una variable de política.

Los análisis bivariantes de r y p del UK, la RFA, Suiza y Japón revelan que r no está cointegrado con p en ninguno de los países. En todos los países se encuentra que r responde positivamente a p y que el efecto a largo plazo de p sobre r es mayor que uno. En ninguno de los países se descubren efectos relevantes de r sobre p .

Se aprecia también que la respuesta de r a p difiere entre países. El efecto a largo plazo p sobre r no es significativamente distinto entre la RFA y el UK, ni tampoco entre el UK y Japón, pero es significativamente distinto entre la RFA y Japón y entre Suiza y cualquiera de los demás países. El mayor es el de la RFA y el menor es el de Suiza. Por otro lado, en los casos del UK, la RFA y Japón, la respuesta de r a p es bastante lenta. El retardo medio estimado de la RFA, de un año y medio aproximadamente, es significativamente distinto a cualquiera de los restantes y los retardos medios estimados, en torno a un año, del UK y Japón no difieren significativamente entre si. La respuesta de Suiza es mucho más rápida, siendo el retardo medio estimado en este caso de un trimestre, significativamente menor que el de cualquiera de los otros países.

Los análisis del Cap. 6 revelan que en ninguno de los países se reduce el orden de integración del ruido de la relación (que tiene r como output y p como input) relativo al output, lo que indica que, en ningún país, p explica la no estacionariedad de r . Esto quiere

decir que los bancos centrales responden a más variables no estacionarias además de a la tasa de inflación.

1.4 Literatura de referencia

En esta sección se comentan críticamente algunos de los trabajos que se relacionan con esta investigación. La Sección 1.4.1 se ocupa de la literatura relacionada con el orden de integración de la tasa de inflación. La Sección 1.4.2 se refiere a los trabajos empíricos que buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación de distintos países. En la Sección 1.4.3 se repasan los trabajos más recientes que analizan (o suponen) el orden de integración de los tipos de interés y en la Sección 1.4.4 se resume la literatura que analiza el comportamiento de los bancos centrales.

1.4.1 Literatura relacionada con el orden de integración de la tasa de inflación

Los análisis univariantes de los IPC presentados en esta tesis revelan que, en los países analizados, $p \sim I(1)$. No obstante, muchos autores de trabajos teóricos y empíricos suponen sin contrastar que $p \sim I(0)$. Por otro lado, en muchos trabajos empíricos en los que se analiza el orden de integración de p , se concluye que $p \sim I(0)$. Los métodos de análisis empleados en estos trabajos hacen dudar de sus resultados. La Sección 1.4.1.1 se refiere a la literatura empírica que analiza el orden de integración de p . La Sección 1.4.1.2 se refiere a la literatura empírica o teórica que supone el orden de integración de p .

1.4.1.1 Trabajos empíricos que analizan el orden de integración de la tasa de inflación

En la Tabla 1.1 se presentan algunos trabajos empíricos recientes que analizan el orden de integración de p .

Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001) solamente analizan el orden de integración de p . El resto de autores de la Tabla 1.1, analizan el orden de integración de p como paso previo a un análisis de relación de ésta con otras variables.

Los autores de los trabajos presentados en la Tabla 1.1, con la excepción de esta investigación, parecen prestar muy poca atención a los datos que analizan. En la mayoría de los trabajos, no se indica si los datos que se analizan son ajustados estacionalmente o no. Sólo en Strong y Sharma (2002), en Lee y Wu (2001) y en esta investigación, se indica cuándo los datos no son ajustados estacionalmente, aunque ni Strong y Sharma (2002), ni Lee y Wu (2001) indican cómo tratan la estacionalidad en este caso.

Entre los trabajos que analizan datos trimestrales, sólo en Nieves (1998) y en esta investigación, se indica cómo se obtienen los datos trimestrales a partir de datos mensuales.

Sólo en los trabajos de Culver y Papell (1997), Strong y Sharma (2002), Thom (1995) y en esta investigación, se indica claramente cuál es la medida que se emplea de la tasa de inflación. Se deduce que en el trabajo de Nieves (1998) se emplea la tasa de variación anual (convencional) del IPC como medida de la tasa de inflación, pero está expresado de forma confusa. Koustas y Serletis (1999) y Lee y Wu (2001) no indican cuál es su medida de la tasa de inflación, mientras que Caporale y Pittis (1993), aunque indican que emplean tasas de inflación anuales, no indican si se trata de tasas de variación logarítmicas o convencionales.

La mayoría de los trabajos de la Tabla 1.1 emplean representaciones univariantes para p del tipo criticado en la Sección 2.2.2. Estos autores, todos menos Culver y Papell (1997), Lee y Wu (2001) y esta investigación, señalan que especifican un término de tendencia determinista lineal para p , una especificación absurda cuando se consultan los gráficos de datos correspondientes.

Los autores indicados en la Tabla 1.1, menos Culver y Papell (1997), Koustas y Serletis (1999) cuando emplean el contraste de Kwiatkowski et al. (1992), en adelante KPSS, y esta investigación, emplean representaciones AR puras para p .

Ningún trabajo que se presenta en la Tabla 1.1, excepto esta investigación, emplea un

proceso iterativo en la construcción de modelos. En ellos se construyen modelos exclusivamente a través de la elección del orden del AR, empleando solamente algún criterio estadístico numérico (Criterio de Información de Akaike (Akaike (1973)), Criterio de Información Bayesiano (Schwartz (1978)) o el contraste t aplicado al coeficiente del retardo del mayor orden del modelo) y no utilizan ninguno de los otros procedimientos y herramientas que se emplean en esta tesis. Muchos de los trabajos de la Tabla 1.1 ni siquiera indican la especificación que emplean, es decir, no indican el orden del AR que estiman. Culver y Papell (1997) no indican el orden del AR que especifican para aplicar el contraste de Perron y Vogelsang (1992), en adelante PV. Tampoco lo hacen Koustas y Serletis (1999), ni Lee y Wu (2001) cuando aplican el contraste de Im et al. (2003), en adelante IPS, ni Strong y Sharma (2002) cuando aplican contrastes ADF.

Excepto esta investigación, ninguno de los autores de la Tabla 1.1 presenta (o menciona) materiales gráficos de especificación.

Con la excepción de Koustas y Serletis (1999), cuando emplean el contraste de Pantula et al. (1994), en adelante WS, y de esta investigación, los trabajos de la Tabla 1.1 estiman los modelos por criterios condicionados.

En ninguno de los trabajos presentados en la Tabla 1.1, aparte de esta investigación, se presentan (o mencionan) materiales gráficos de diagnosis, o algún otro instrumento de diagnosis. De esta forma, no se puede evaluar si los modelos que se construyen son estadísticamente adecuados y, por tanto, si los resultados de los contrastes formales de hipótesis que se aplican son fiables. En estos trabajos tampoco se presentan todos los parámetros estimados de los modelos con sus desviaciones típicas estimadas, lo que impide al lector evaluar si los modelos están sobreparametrizados, en cuyo caso tampoco serían fiables los resultados de los contrastes formales de hipótesis.

Los contrastes formales de hipótesis relacionados con el orden de integración que se emplean en los trabajos de la Tabla 1.1, excepto WS que se emplea en Koustas y Serletis (1999) y los que se emplean en esta investigación, se basan en la estimación por métodos condicionados. Además, todos esos contrastes, excepto KPSS, suponen estructuras AR puras.

Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001) contrastan la no estacionariedad de p de 13 países de la OCDE en modelos univariantes y en modelos de datos de panel. En el modelo especificado en Culver y Papell (1997), los autores imponen restricciones (no contrastadas) sobre la estructura de las tasas de inflación de los diferentes países, que pueden afectar al resultado de los contrastes de no estacionariedad.

En la mayoría de los trabajos de la Tabla 1.1, en todos menos Culver y Papell (1997) y esta investigación, no se menciona la presencia de incidentes anómalos en los datos, lo que probablemente es debido a que los autores no miran a los gráficos de datos para detectar incidentes anómalos. Esta investigación es el único trabajo de los presentados en la Tabla 1.1 en el que se menciona información extramuestral o influencia de los incidentes anómalos sobre la decisión del orden de integración o sobre los parámetros estimados de los modelos.

En la Tabla 1.1 se resumen las conclusiones, sobre el orden de integración de p , obtenidas en cada uno de los trabajos analizados. Algunos autores obtienen un resultado de $p \sim I(0)$. Strong y Sharma (2002), con datos trimestrales en la muestra I/68 - I/00, y con cuatro índices de precios distintos, parecen encontrar evidencia a favor de la estacionariedad de p . Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001), cuando contrastan la no estacionariedad de p en modelos de datos de panel, concluyen también que $p \sim I(0)$. En algunos trabajos (Culver y Papell (1997) en modelos univariantes y Nieves (1998)), las conclusiones acerca del orden de integración de p dependen del contraste formal de hipótesis empleado o del

período muestral escogido. Los métodos de análisis empleados por estos autores, criticados ampliamente más arriba, descalifican sus resultados.

1.4.1.2 Trabajos que suponen la estacionariedad de la tasa de inflación

El resultado obtenido en esta investigación de $p \sim I(1)$ invalida muchos trabajos teóricos y empíricos que suponen (sin contrastar) que $p \sim I(0)$. Por ejemplo, en muchos trabajos que analizan el comportamiento de los bancos centrales y los efectos de la política monetaria sobre variables reales de la economía, se asume explícitamente que la inflación es estacionaria (Clarida y Gertler (1997), Clarida et al. (1998), Clarida et al. (2000)).

Otros autores asumen implícitamente la estacionariedad de la tasa de inflación, p.e. Clarida et al. (1999) que, en su modelo, expresan la tasa de inflación como desviación de su “nivel de largo plazo”. Para que este “nivel de largo plazo” exista, es necesario que la tasa de inflación sea estacionaria.

En los modelos llamados de precios rígidos, como los presentados en Taylor (1980) o Fuhrer y Moore (1995), también se supone que $p \sim I(0)$.

Muchos trabajos empíricos que intentan contrastar la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) buscan relaciones de cointegración entre las variables que forman parte del tipo de cambio real. Algunos de estos trabajos suponen que los índices de precios son $I(1)$ ($p \sim I(0)$), aunque no realizan análisis que lo confirme (Enders y Falk (1998)), mientras que otros (Nessén (1996)) mencionan resultados acerca del orden de integración de los índices de precios ($I(1)$) que no presentan.

1.4.2 Literatura relacionada con la búsqueda de relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación

La mayoría de los trabajos empíricos que buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación o entre los índices de precios de distintos países, analizan si se produce o no

“convergencia” de los índices de precios o de las tasas de inflación de dichos países, y se centran fundamentalmente en los países de la Unión Europea. Algunos de los trabajos más recientes se presentan en la Tabla 1.2.

Varios de los trabajos de la Tabla 1.2 se incluyen también en la Tabla 1.1, porque en ellos se analiza el orden de integración de los índices de precios o de las tasas de inflación correspondientes. Los trabajos de Camarero et al. (2000), Holmes (1998) y Siklos y Wohar (1997), no se incluyen en la Tabla 1.1, porque, aunque mencionan resultados de análisis univariantes de los índices de precios o de las tasas de inflación, no los presentan. El trabajo de Holmes (2002) tampoco se incluye en la Tabla 1.1, porque no hace, o al menos no menciona, análisis univariantes de las tasas de inflación.

Los trabajos presentados en la Tabla 1.2 buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación de distintos países a través de dos vías: (1) realizan algún tipo de análisis univariante de ratios de precios o de diferenciales de tasas de inflación y contrastan la no estacionariedad del ratio o del diferencial y/o (2) emplean el método de Johansen (1988, 1991), especificando un modelo AR vectorial (VAR) para un vector de tasas de inflación o de diferenciales de tasas de inflación. La Sección 1.4.2.1 se refiere a los trabajos que emplean el primer método de búsqueda de cointegración y la Sección 1.4.2.2 a los trabajos que emplean el segundo método.

Los resultados presentados en esta tesis acerca del orden de integración de los diferenciales de tasas de inflación se relacionan con la teoría de la PPA. En la Sección 1.4.2.3 se comentan algunos trabajos empíricos que intentan contrastar esta teoría.

1.4.2.1 Trabajos que realizan análisis univariantes de diferenciales de inflación o ratios de precios

En los trabajos de Caporale y Pittis (1993), Thom (1995), Camarero et al. (2000),

Holmes (2002) y en esta investigación, se realizan análisis univariantes de diferenciales de tasas de inflación o de ratios de precios.

La mayoría de los autores anteriores presentan muy poca información acerca de los datos que emplean o las variables que analizan. Sólo en Holmes (2002) y en esta investigación se indica si los datos que se analizan son ajustados estacionalmente o no y sólo en Thom (1995), Camarero et al. (2000) y en esta investigación se indica claramente qué medida se emplea de la tasa de inflación.

Los autores señalados, con la excepción de esta investigación, emplean representaciones univariantes del tipo que se critica en la Sección 2.2.2. Todos especifican una tendencia determinista lineal para los ratios de precios o diferenciales de tasas de inflación que no está justificada empíricamente.

Con la excepción de Camarero et al. (2000) cuando emplean KPSS y de esta investigación, todos los trabajos anteriores admiten únicamente representaciones AR puras.

Ninguno de los trabajos mencionados, excepto esta investigación, sigue un proceso iterativo en la construcción de modelos.

En la mayoría de los trabajos anteriores no se presentan o mencionan herramientas gráficas. El único trabajo, aparte de esta investigación, que presenta gráficos es el de Camarero et al. (2000) y estos autores se limitan a presentar gráficos de datos del nivel de las series que analizan.

Los trabajos indicados, excepto esta investigación, estiman los modelos por criterios condicionados y ninguno (excepto esta investigación) presenta todos los parámetros de los modelos univariantes estimados con sus desviaciones típicas. Tampoco presentan instrumentos de diagnóstico de los modelos construidos.

Ninguno de los autores anteriores, excepto esta investigación, emplea los gráficos de

datos o de residuos para detectar incidentes anómalos, menciona información extramuestral o estudia influencia. Incluso en los trabajos de Caporale y Pittis (1993), Thom (1995), y Holmes (2002) ni siquiera se menciona la posibilidad de incidentes anómalos en los datos.

Entre los autores que analizan el orden de integración de ratios de precios o de diferenciales de tasas de inflación, el único cuyas conclusiones coinciden con las de esta investigación, para los diferenciales que se analizan en ambos trabajos, es el de Thom (1995). Camarero et al. (2000), con datos trimestrales en la muestra I/80 - IV/94, encuentran que el ratio de precios del UK y la RFA es $I(1)$ (diferencial entre estas tasas de inflación $I(0)$). A pesar de ello, como consideran que los índices de precios son $I(1)$ (resultados de análisis univariantes que mencionan pero no presentan), concluyen que estos índices de precios no están cointegrados. Este tipo de error ilustra lo necesario que es hacer un análisis univariante competente de las variables antes de realizar análisis de relación más complejos.

Holmes (2002), con datos mensuales en distintos subperíodos, concluye que algunos de los diferenciales analizados en esta investigación (y que aquí se detecta que siguen procesos $I(1)$), son estacionarios en algunos de los subperíodos que analiza. Véase Tabla 1.2.

Caporale y Pittis (1993), con datos mensuales en la muestra 3/79 - 12/90, concluyen que el diferencial de las tasas de inflación de Francia y la RFA es estacionario alrededor de una tendencia determinista, mientras que aquí se obtiene de forma clara que ese diferencial no es estacionario en la muestra trimestral I/85 - IV/99.

1.4.2.2 Trabajos que emplean el método de Johansen en la búsqueda de relaciones de cointegración entre tasas de inflación o diferenciales de tasas de inflación

Caporale y Pittis (1993), Thom (1995), Siklos y Wohar (1997) y Holmes (1998) buscan relaciones de cointegración entre tasas de inflación, o entre diferenciales de tasas de inflación, de distintos países mediante el método de Johansen (1988, 1991)

Cuando se buscan relaciones de cointegración entre un conjunto de variables, es una buena práctica hacer análisis univariante de cada una de las variables de este conjunto, tal como se hace en esta tesis. Sin embargo, en algunos de los trabajos anteriores no se presentan resultados de análisis univariantes para los índices de precios o tasas de inflación (Siklos y Wohar (1997) y Holmes (1998)).

Caporale y Pittis (1993) presentan resultados de análisis univariantes de los diferenciales de tasas de inflación en el período 3/79 - 12/90, pero luego buscan relaciones de cointegración entre diferenciales de tasas de inflación en el período 5/86 - 12/90. Estos autores asumen implícitamente que el proceso estocástico en ambas muestras es el mismo. Aún aceptando esta hipótesis, el trabajo de Caporale y Pittis (1993) es criticable, entre otras cosas, porque, a pesar de que detectan que el diferencial de tasas de inflación de la RFA y el UK es estacionario alrededor de una tendencia determinista, incluyen este diferencial junto con otros $I(1)$ en el modelo VAR que especifican, y buscan relaciones de cointegración entre todos esos diferenciales. Tal procedimiento es garantía de mala especificación, ya que una de las variables $I(1)$ sigue un proceso estocástico con un componente $MA(1)$ literalmente no invertible, que no puede representarse con un AR de ningún orden.

Ninguno de los autores anteriores emplea un procedimiento iterativo de construcción de modelos. Para estos autores, la construcción de modelos multivariantes se limita a la elección del orden p del VAR. Algunos autores ni siquiera indican el criterio que emplean para seleccionarlo (Caporale y Pittis (1993) y Siklos y Wohar (1997)). Ninguno presenta los parámetros de los modelos estimados, ni sus desviaciones típicas, ni los coeficientes de las relaciones de cointegración que detectan entre las tasas de inflación o entre los diferenciales de tasas de inflación.

Caporale y Pittis (1993), Siklos y Wohar (1997) y Holmes (1998) no presentan

gráficos de residuos, ni de las *acf/pacf* o *ccf* residuales ni ningún otro instrumento de diagnóstico de los modelos. Thom (1995), aunque no emplea ninguno de los instrumentos gráficos de diagnóstico anteriores, presenta algunos estadísticos de diagnóstico (estadístico Q de Box Pierce y el estadístico del contraste de normalidad de Bera-Jarque).

Ninguno de los autores comentados en esta subsección impone la restricción de que la suma de los coeficientes de un vector de cointegración entre tasas de inflación sea cero, tal como se hace en esta investigación y, por tanto, admiten cambios no lineales en la escala de medida de alguno de los índices de precios. Thom (1995) contrasta la hipótesis de que la suma de los coeficientes del vector de cointegración es cero, pero la rechaza y no impone esta restricción en el modelo.

Las conclusiones de los trabajos en los que se buscan relaciones de cointegración entre tasas de inflación (Thom(1995), Siklos y Wohar (1997) y Holmes (1998)) no son comparables con las de esta investigación, puesto que, en esos trabajos, se admiten cambios no lineales en la escala de medida de alguno de los índices de precios correspondientes. Además, dejando al margen esta última cuestión, para poder comparar sus resultados con los de esta investigación, dado que no coinciden todos los países que estos autores analizan con los que se incluyen en esta investigación, sería necesario que estos autores proporcionasen información no sólo del número de relaciones de cointegración que detectan (que es lo único que presentan) sino también de los coeficientes de las relaciones de cointegración. Solamente así, se podría conocer qué tasas de inflación intervienen en dichas relaciones de cointegración.

1.4.2.3 Literatura relacionada con la teoría de la Paridad de Poder Adquisitivo (PPA)

La teoría de la PPA, en su versión de tasas de variación, implica que, a largo plazo el diferencial de tasas de inflación entre dos países debe ser igual a la tasa de devaluación del

tipo de cambio entre las dos monedas implicadas. La conclusión de que los diferenciales de pu , ps y pj siguen procesos $I(0)$, ofrece evidencia a favor de esta teoría, si, tal como parece darse empíricamente, los tipos de cambio nominales entre las monedas de estos países siguen procesos $I(1)$, es decir, las tasas de devaluación siguen procesos $I(0)$. Los resultados de que los diferenciales de estas tasas de inflación con pg y con pf y que el diferencial entre pg y pf sean $I(1)$, sugieren excepciones a esta teoría.

Hay una extensa literatura empírica que intenta contrastar la PPA para una amplia gama de países y períodos muestrales. La mayoría de estos trabajos contrasta la versión absoluta de la PPA, que postula que el nivel general de precios nominales nacional (en logaritmo) es igual al nivel general de precios nominales extranjero (en logaritmo) más el tipo de cambio nominal entre las monedas implicadas (en logaritmo). Para ello, en la mayoría de la literatura se emplea uno de dos métodos (o los dos): (1) se contrasta la no estacionariedad del tipo de cambio real (Engel (2000), Kuo y Mikkola (1999), Enders y Falk (1998) y Maeso (1998)) y (2) se buscan relaciones de cointegración entre las variables que componen el tipo de cambio real (Engel (2000) y Enders y Falk (1998)).

En el primer caso, los trabajos son criticables por las mismas razones que se critican los trabajos que realizan análisis univariantes en la literatura econométrica actual (véase Secciones 1.4.1.1 y 1.4.2.1).

Entre los autores que buscan relaciones de cointegración entre las variables que componen el tipo de cambio real, el método empleado más frecuentemente es el de Johansen (1988, 1991). Dado que estos autores no analizan previamente el orden de integración de las variables que componen el tipo de cambio real y que el VAR lo formulan en los niveles de precios, implícitamente asumen que los niveles de precios son $I(1)$. Sin embargo, la evidencia presentada en esta tesis indica que son $I(2)$.

Entre los trabajos que emplean este último método, no se ha encontrado ninguno que imponga la restricción de que la suma de los coeficientes del vector de cointegración sea cero, por lo que estos trabajos admiten cambios no lineales en la escala de medida de los índices de precios o tipo de cambio correspondientes.

1.4.3 Literatura relacionada con el orden de integración de los tipos de interés

Muchos autores se preocupan por el orden de integración de tipos de interés de países que se analizan también en esta tesis. Algunos de los trabajos empíricos más recientes que analizan el orden de integración de los tipos de interés se presentan en la Tabla 1.3.

De los trabajos que se presentan en la Tabla 1.3, el de Wu y Chen (2001) es el único que se preocupa sólo de analizar cuál es el orden de integración de los tipos de interés. En el resto de los artículos presentados, se analiza el orden de integración de los tipos de interés para después realizar un análisis de relación.

Algunos de los trabajos de la Tabla 1.3 no indican la definición rigurosa de los datos que emplean (Nievas (1998), Koustas y Serletis (1999) y Arize et al. (2002)), ni si los datos son medias o fin de período (Nievas (1998), Koustas y Serletis (1999) y Wu y Chen (2001)).

Varios autores de la Tabla 1.3 (Nievas (1998), Koustas y Serletis (1999) y Arize et al. (2002)) emplean para el tipo de interés una representación univariante muy poco apropiada (véase la Sección 2.2.2).

Los autores de la Tabla 1.3, excepto Koustas y Serletis (1999) cuando emplean el contraste KPSS y esta investigación, emplean solamente estructuras AR puras. Algunos de ellos no indican el orden del AR que especifican (Wu y Chen (2001)) o si incluyen o no constante o tendencia determinista (Chiang y Kim (2000)). En ningún caso presentan o mencionan alguno de los instrumentos de especificación que se emplean aquí. No presentan gráficos de datos de las series que analizan ni en el nivel.

Todos (excepto esta investigación y Koustas y Serletis (1999) cuando aplican el contraste WS) estiman los modelos por criterios condicionados. Ninguno (excepto esta investigación) presenta todos los parámetros estimados de sus modelos con sus desviaciones típicas.

De los trabajos incluidos en la Tabla 1.3, sólo en esta investigación se incluyen una amplia gama de instrumentos de diagnosis de los modelos construidos. Wu y Chen (2001) incluyen un único instrumento de diagnosis de los modelos que presentan (estadístico de contraste de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, ARCH). En el resto de los trabajos no se presenta ni menciona ningún instrumento de diagnosis.

Arize et al. (2002) son los únicos, aparte de esta investigación, que mencionan incidentes anómalos en los datos y los tratan de alguna manera, aunque no justifican su especificación ni con referencia a los datos ni con referencia a información extramuestral. Tampoco evalúan influencia.

Hay algunos trabajos, que no se presentan en la Tabla 1.3, que hacen un análisis de relación entre algún tipo de interés y otras variables, que mencionan, pero que no presentan, resultados de análisis univariantes. Por ejemplo, Siklos y Wohar (1997) buscan relaciones de cointegración entre tipos de interés de diez países distintos considerando distintos plazos de vencimiento (uno, tres, seis y doce meses). Estos autores mencionan que contrastan la no estacionariedad de los tipos de interés y concluyen que todos siguen procesos $I(1)$. Bremmes et al. (2001), que buscan relaciones de cointegración entre tipos de interés a corto y a largo plazo de EE. UU., la RFA y Noruega, dentro del país y entre ellos, también mencionan que contrastan la no estacionariedad de los tipos de interés y obtienen que todos los tipos de interés siguen procesos $I(1)$. Booth y Ciner (2001), que buscan relaciones de cointegración entre el tipo de interés a un mes y la tasa de inflación en un conjunto de diez países, indican

que contrastan la no estacionariedad de los tipos de interés y concluyen que estos siguen procesos $I(1)$.

Por otro lado, también hay muchos autores que suponen, sin realizar análisis, que los tipos de interés son $I(0)$. Clarida et al.(1998, 2000) y Nelson (2003) asumen explícitamente que los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día son estacionarios. Bernanke y Mihov (1997) estiman un modelo VAR de variables macroeconómicas de la RFA en niveles, incluido rg . Estos autores mencionan que incluyen en el VAR variables no estacionarias y listan las variables que consideran no estacionarias, pero rg no aparece en dicha lista, por lo que parece que estos autores asumen implícitamente que rg es estacionario.

1.4.4 Literatura relacionada con el comportamiento de los bancos centrales

En esta sección se comentan, en relación a esta investigación, algunos de los trabajos que pretenden analizar el comportamiento de los bancos centrales. La Sección 1.4.4.1 se refiere a los trabajos empíricos que elaboran las llamadas funciones de reacción de los bancos centrales con datos. La Sección 1.4.4.2 se refiere a los trabajos empíricos que pretenden contrastar la hipótesis de Fisher.

1.4.4.1 Trabajos empíricos que elaboran funciones de reacción

En esta sección se comentan críticamente seis trabajos empíricos que se considera que son representativos de esta literatura. Se escogen estos trabajos, porque se han publicado recientemente o porque son muy citados por otros autores. Estos seis trabajos se pueden clasificar en dos categorías: (1) los que elaboran la llamada función de reacción como una regresión uniecuacional (Clarida y Gertler (1997), Clarida et al. (1998, 2000) y Nelson (2003)) y (2) los que elaboran modelos multiecuacionales (Bernanke y Blinder (1992) y Kim (2002)).

Clarida y Gertler (1997) construyen funciones de reacción para la RFA con datos

mensuales en la muestra 9/74 - 9/93. Clarida et al. (1998) construyen funciones de reacción para el UK, la RFA, Japón, EE. UU., Francia e Italia. Emplean datos mensuales y muestras distintas entre países, que van desde el 4/79 hasta el 12/94. Clarida et al. (2000) construyen funciones de reacción para EE. UU. con datos trimestrales en los períodos I/60 - II/79 y III/79 - IV/96. Nelson (2003) construye funciones de reacción para el UK en el período III/72 - I/97 y en distintas submuestras con datos trimestrales, aunque en algunas submuestras emplea datos mensuales.

Todos los autores del tipo (1) usan r como variable dependiente (regresando), excepto Nelson (2003) que emplea otro tipo de interés a corto plazo. Todos incluyen la tasa de inflación como variable independiente (regresor), medida como la tasa de variación logarítmica o como la tasa de variación convencional de un índice general de precios de la economía. Algunos autores miden este índice con el IPC y otros con el deflactor del Producto Interior Bruto (PIB). También incluyen como regresor alguna medida del llamado “output gap”. Clarida y Gertler (1997) y Clarida et al. (1998) emplean una medida del “output gap” en términos del Índice de Producción Industrial (IPI) y Nelson (2003) en términos del PIB. Clarida et al. (2000) emplean como “output gap” una serie construida por el *Congressional Budget Office*. Todos emplean también como regresores retardos de la variable dependiente.

La inspiración central, supuestamente teórica, de los autores del tipo (1) es el trabajo de Taylor (1993). No parece que este trabajo, aunque popular, sea un buen punto de partida para un análisis empírico, ya que no presenta más que un esbozo. En primer lugar, plantea una especificación estática. En segundo lugar, no especifica un término de error estocástico. Y en tercer lugar, no especifica las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo de las variables (orden de integración) ni de la relación (si contempla o no cointegración).

Todos los autores del tipo (1) asumen, sin contrastar, que el tipo de interés y la tasa de inflación son estacionarios, algunos de forma explícita (Clarida et al. (1998, 2000) y Nelson (2003)) y otros de forma implícita (Clarida y Gertler (1997)). Estos supuestos, al menos en el caso de los países que se analizan en esta investigación, son claramente inconsistentes con los datos. Además, suponen que el error estocástico de la relación es estacionario cuando, dados los resultados de esta investigación, es no estacionario, a menos que las variables estén cointegradas. Esta última posibilidad ni siquiera la mencionan.

Todos los autores citados cometen un fallo importante de representación, descrito en la Sección 2.4.2, ya que especifican un modelo de transferencia con r como output y la inflación y el “output gap” como inputs en el que imponen restricciones completamente arbitrarias sin contrastar: (1) no admiten estructura MA del ruido del modelo de transferencia, (2) no permiten que el ruido del modelo de transferencia siga un proceso no estacionario y, (3) imponen que el operador AR del modelo univariante del ruido sea igual a los operadores AR de las funciones lineales de transferencia (FLT) asociadas a cada uno de los inputs.

Todos los autores anteriores presentan informes muy inadecuados, que sugieren que los análisis de datos que realizan son también muy inadecuados.

En todos los trabajos del tipo (1) se presenta muy poca información acerca de los datos que se emplean. De hecho, Clarida y Gertler (1997), Clarida et al. (1998) y Nelson (2003) ni siquiera mencionan la fuente de los datos y ninguno de los autores indica si emplean datos ajustados estacionalmente o no.

Los autores anteriores formulan especificaciones que ignoran los datos por completo. Los únicos gráficos que presentan o mencionan son los gráficos de datos (en nivel) de algunas de las variables que incluyen en la función de reacción. Todos mencionan el número de retardos de cada variable que incluyen en la función de reacción, o que emplean como

instrumentos para la estimación de algunas funciones de reacción, pero ninguno de estos autores menciona el criterio que emplea para seleccionar dicho número de retardos, por lo que da la impresión de que esta elección es por lo menos arbitraria y probablemente muy conveniente para la teoría expuesta en cada caso.

Los autores del grupo (1) estiman sus modelos con criterios de estimación condicionados. Los únicos autores que presentan algún estadístico de diagnóstico para evaluar la hipótesis de que los residuos siguen un proceso de ruido blanco son Clarida y Gertler (1997) y Nelson (2003). El resto de los autores no presentan, ni mencionan, ni un solo instrumento de diagnóstico. Tampoco mencionan la presencia de incidentes anómalos o la posibilidad de influencia.

Los trabajos de Bernanke y Blinder (1992) y Kim (2002) tienen en común que estiman modelos VAR para un conjunto de variables macroeconómicas de la(s) economía(s) que analizan, EE. UU en el primer caso y la RFA, Francia y Dinamarca en el segundo. Estos autores inciden en muchos de los fallos de los artículos anteriores. No especifican las propiedades del equilibrio estadístico a largo plazo en el que operan las variables que incluyen en el sistema, emplean especificaciones a priori, sin justificación apropiada en los datos, emplean criterios de estimación condicionados, ignoran por completo la diagnosis de sus modelos y no prestan atención a los incidentes anómalos. No se hace una crítica más exhaustiva de estos dos trabajos, porque ni presentan los valores estimados de los parámetros de sus modelos, ni sus desviaciones típicas, lo que es suficiente para señalar la poca calidad de ambos trabajos.

1.4.4.2 Trabajos empíricos que contrastan la hipótesis de Fisher

En el Cap. 6 se busca una relación de cointegración entre r y p como parte del análisis del comportamiento del banco central. Algunos trabajos empíricos publicados buscan

cointegración entre un tipo de interés a corto plazo y la tasa de inflación para contrastar la llamada hipótesis de Fisher, no para analizar el comportamiento del banco central. Algunos de los artículos más recientes que pretenden contrastar esta hipótesis son los de Nievas (1998), Koustas y Serletis (1999) y Booth y Ciner (2001).

Nievas (1998) busca cointegración entre un tipo de interés de los mercados monetarios a tres meses y la tasa de inflación (véase Tablas 1.1 y 1.3). Koustas y Serletis (1999) buscan cointegración entre un tipo de interés a corto plazo y la tasa de inflación (véase Tablas 1.1 y 1.3). Booth y Ciner (2001) buscan cointegración entre el tipo de interés del euromercado a un mes y la tasa de inflación, medida como la tasa de variación del IPC (no indican si es una tasa convencional o logarítmica) de diez países con datos mensuales en el período 1/78 - 2/97. Entre los países que analizan se incluyen la RFA y el UK. No indican si los datos que emplean son ajustados estacionalmente o no.

Los trabajos de Nievas (1998) y Koustas y Serlettis (1999) se comentan en cuanto a sus métodos de análisis univariante en las Secciones 1.4.1.1 y 1.4.3. Booth y Ciner (2001) ni siquiera presentan resultados de análisis univariantes de las tasas de inflación o de los tipos de interés que consideran.

El método de búsqueda de cointegración que emplean Nievas (1998) y Booth y Ciner (2001) es el de Johansen (1988, 1991). Nievas (1998) no indica la especificación de los modelos VAR que construye y Booth y Ciner (2001), aunque indican que eligen el orden del AR de forma que los residuos del modelo no presenten autocorrelación, no indican qué instrumentos emplean para evaluar si los residuos están autocorrelacionados o no. Ninguno de estos autores presenta todos los parámetros estimados, con sus desviaciones típicas, de los modelos VAR que construyen. En ninguno de los trabajos se presentan o mencionan instrumentos de diagnóstico.

El método de búsqueda de cointegración que emplean Koustas y Serlettis (1999) es el propuesto por Engle y Granger (1987), que se basa en estimar una regresión estática entre las variables que pueden estar cointegradas y en realizar un análisis univariante de los residuos de esta regresión. Koustas y Serlettis (1999) estiman una regresión estática de p versus r y otra de r versus p , pero no presentan, ni mencionan, los parámetros estimados de estas regresiones estáticas. El “análisis univariante” de los residuos que realizan brilla por su ausencia. De hecho, lo único que presentan en relación a la búsqueda de cointegración entre r y p son los estadísticos ADF de modelos AR de los residuos no presentados.

Nievas (1998) concluye que el tipo de interés de los mercados monetarios a tres meses y la tasa de inflación están cointegrados en el UK en el período I/80 - IV/88. Koustas y Serlettis (1999) creen observar que la tasa de inflación y el tipo de interés están cointegrados en Japón y la RFA. Booth y Ciner (2001) concluyen que el tipo de interés y la tasa de inflación están cointegrados en todos los países excepto en Francia. Ninguno de estos resultados coincide con los obtenidos en esta investigación.

1.5 Estructura del resto de la tesis

En el Cap. 2 se detallan los métodos de análisis de series temporales que se emplean en esta tesis. Los análisis univariantes del IPC del UK (PU), la RFA (PG), Suiza (PS), Japón (PJ) y Francia (PF) se presentan en el Cap. 3. El Cap. 4 incluye los análisis de búsqueda de cointegración entre las tasas de inflación de los países anteriores. En el Cap. 5 se describen los análisis univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día del UK, la RFA, Suiza y Japón. Los análisis bivariantes de r y p de estos cuatro países se presentan en el Cap. 6. En el Cap. 7 se resumen las contribuciones más importantes de esta investigación y se mencionan algunas de las líneas de investigación abiertas. El Apéndice de Datos incluye las series de datos empleadas en esta investigación.

Apéndice 1: Tablas

En este apéndice se presentan las tablas que se mencionan en la Sección 1.4.

En la Tabla 1.1 se presentan algunos de los trabajos empíricos más recientes que analizan el orden de integración de la tasa de inflación. En esta tabla se presentan por columnas el(los) autor(es) del trabajo, el número de países cuyos datos se analizan en cada trabajo y, de entre éstos, los que coinciden con los incluidos en esta investigación, el tipo de intervalo muestral, la muestra, la medida que se emplea del nivel general de precios y de la tasa de inflación, los contrastes formales de hipótesis que se aplican sobre el orden de integración del índice de precios correspondiente o de la tasa de inflación y las conclusiones que se obtienen en cada investigación sobre el orden de integración de la tasa de inflación (d).

En la Tabla 1.2 se presentan algunos de los trabajos recientes que buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación. Las cabeceras de las siete primeras columnas de la Tabla 1.2 coinciden con las de la Tabla 1.1. Las dos últimas columnas de la Tabla 1.2 recogen el método de búsqueda de relaciones de cointegración empleado en cada artículo y las conclusiones obtenidas.

La Tabla 1.3 incluye algunos trabajos que analizan el orden de integración de los tipos de interés. Las cabeceras de las cinco primeras columnas de la Tabla 1.3 coinciden con las de las Tablas 1.1 y 1.2. Las restantes columnas se refieren a el(los) tipo(s) de interés analizado(s), los contrastes formales de hipótesis relacionados con el orden de integración empleados y las conclusiones que se obtienen.

Tabla 1.1 Características de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de índices de precios o tasas de inflación

Autor (es) del trabajo (1)	Nº de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Medida del nivel general de precios	Medida de la tasa de inflación	Contrastes formales de hipótesis sobre d	Conclusiones sobre d ¹
Caporale y Pittis (1993)	10	UK, RFA, S y F	Mensual	3/79-12/90 5/86-12/90	IPC	$\hat{\Delta}_{12} \ln \text{IPC}$ ó $\nabla_{12} \text{IPC}/\text{IPC}_{-12} ?$	PP	1
Thom (1995)	10	UK, RFA, S y F	Mensual	4/83-6/92 5/86-12/90	IPC	$\nabla_{12} \ln \text{IPC}$	PP	1
Culver y Papell (1997)	13	UK	Mensual	2/57-9/94	IPC	$\nabla \ln \text{IPC}$	ADF, PV, KPSS, PV, LL	ADF, PV, KPSS: 1
		RFA						ADF, PV, KPSS: 1
		J						ADF, PV: 0; KPSS: 1
		F						ADF, PV: 0; KPSS: 1
Nievas (1998)	8	UK	Trimestral	I/80-IV/88 I/89-II/96	IPC	$\nabla_4 \text{IPC}/\text{IPC}_{-4}$	DF/ADF PP	I/80-IV/88
		RFA						ADF: 1; PP: 0
		F						ADF, PP: 1
Koustas y Serletis (1999)	11	UK, RFA J Y F	Trimestral	I/57-II/95	IPC	$\hat{\Delta} \nabla \ln \text{IPC}$, $\nabla \text{IPC}/\text{IPC}_{-1}$, $\nabla_4 \ln \text{IPC}$ ó $\nabla_4 \text{IPC}/\text{IPC}_{-4} ?$	ADF, WS KPSS	ADF, PP: 1
								ADF, PP: 1
								ADF, PP: 1

Tabla 1.1 (cont.): Características de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de índices de precios o tasas de inflación

Autor (es) del trabajo (1)	N° de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Medida del nivel general de precios	Medida de la tasa de inflación	Contrastes formales de hipótesis sobre d	Conclusiones sobre d ¹			
								ADF: 1	ADF: 0	IPS	JLR: 0 en un panel de 9 países (excluye J y F)
Lee y Wu (2001)	13	UK	Mensual	2/57-9/94 2/57-4/99	IPC	¿ $\nabla \ln \text{IPC}$, $\nabla \text{IPC}/\text{IPC}_{-1}$, $\nabla_{12} \ln \text{IPC}$ ó $\nabla_{12} \text{IPC}/\text{IPC}_{-12}$?	ADF IPS JLR	ADF: 1	ADF: 1	ADF: 0	ADF: 0
		RFA									
		J									
		F									
Strong y Sharma (2002)	7	UK, RFA J y F	Trimestral	I/68-I/00	IPC, IPP IPE y Deflactor del PIB	$\nabla \ln \text{IPC}$	DF/ADF PP		0		
Esta investigación	5	UK, RFA, S, J y F	Trimestral	I/85-IV/99	IPC	$\nabla \ln \text{IPC}$	SF DCD		1		

1. Sólo se presentan los resultados que se refieren a los países cuyos datos se analizan en esta investigación
d: orden de integración, S: Suiza, F: Francia, J: Japón, IPP: Índice de Precios de los Productores, IPE: Índice de Precios de las Exportaciones, PIB: Producto Interno Bruto, DF/ADF: Dickey-Fuller y Augmented Dickey-Fuller (Dickey y Fuller (1979, 1981)), IPS: Im et al. (2003), JLR: Taylor y Sarno (1998), KPSS: Kwiatkowski et al. (1992), LL Levin y Lin (1992), PP: Phillips y Perron (1988), PV: Perron y Vogelsang (1992), WS Augmented Weighted Symmetric (Pantula et al. (1994)), SF: Shin y Fuller (1998), DCD: Davis et al. (1995, 1996)

Tabla 1.2: Características de trabajos empíricos que buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación de distintos países

Autor (es) del trabajo (1)	Nº de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Medida del nivel general de precios	Medida de la tasa de inflación	Métodos empleados en la búsqueda de relaciones de cointegración	Conclusiones ¹
Caporale y Pittis (1993)	10	UK, RFA, S y F	Mensual	3/79-12/90 5/86-12/90	IPC	$\dot{\Delta}_{12} \ln \text{IPC}$ ó $\nabla_{12} \text{IPC}/\text{IPC}_{-12}$?	CNE en diferenciales de tasas de inflación con RFA (PP)	3/79-12/90 diferencial UK-RFA y S-RFA: I(1) diferencial F-RFA: I(0) alrededor de tendencia determinista
							Johansen (1988, 1991) en VAR de diferenciales de tasas de inflación con la RFA	5/86-12/90 Entre 3 y 1 CI en 6 diferenciales con países del SME (incluye F) 0 CI en 3 diferenciales con países no del SME (incluye S y UK)
Thom (1995)	10	UK, RFA, S y F	Mensual	4/83-6/92 5/86-2/90	IPC	$\nabla_{12} \ln \text{IPC}$	CNE en diferenciales de tasas de inflación con RFA (PP)	4/83-6/92 diferenciales I(1) diferenciales I(1)
							Johansen (1988, 1991) en VAR de tasas de inflación	5/86-2/90 4 CI en 7 países del SME (incluye RFA y F) 3 CI en 4 países: RFA y países no del SME (UK y S entre otros)

Tabla 1.2 (cont.): *Características de trabajos empíricos que buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación de distintos países*

Autor (es) del trabajo (1)	Nº de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Medida del nivel general de precios	Medida de la tasa de inflación	Métodos empleados en la búsqueda de relaciones de cointegración	Conclusiones¹
Siklos y Wohar (1997)	10	UK, RFA, S, J y F	Mensual	1/73-12/94	IPC	$\nabla \ln \text{IPC}$, $\nabla_3 \ln \text{IPC}$ $\nabla_6 \ln \text{IPC}$ y $\nabla_{12} \ln \text{IPC}$	Johansen (1988,1991) en VAR de tasas de inflación	resultados con $\nabla \ln \text{IPC}$ 10 países: 9 CI 5 países del SME (con RFA y F): 4 CI
Holmes (1998)	6	UK, RFA y F	Mensual	1/81-11/95 5/86-11/95	IPM, IPSS	$\nabla_{12} \ln \text{IPM}$ $\nabla_{12} \ln \text{IPSS}$	Johansen (1988,1991) en VAR de tasas de inflación	1/81-11/95 6 países Con IPM: 2 CI Con IPSS: 1 CI 5/86-11/95 Con IPM y distintos conjuntos de países (más de 2) encuentran 1 CI
Camarero et al. (2000)	4	UK y RFA	Trimestral	I/80-IV/94	IPC IPRI	$\nabla \ln \text{IPC}$ $\nabla \ln \text{IPRI}$	CNE en ratios de precios con RFA (KPSS, PP, P y PV)	ratio UK y RFA con IPC e IPRI PP, KPSS: I(1) con tendencia determinista PV, P: I(0)

Tabla 1.2 (cont.): *Características de trabajos empíricos que buscan relaciones de cointegración entre índices de precios o tasas de inflación de distintos países*

Autor (es) del trabajo (1)	Nº de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Medida del nivel general de precios	Medida de la tasa de inflación	Métodos empleados en la búsqueda de relaciones de cointegración	Conclusiones ¹
Holmes (2002)	6	UK, RFA y F	Mensual	4/72-2/79 3/79-3/83 4/83-4/90 5/90-7/93 8/93-4/99	IPC	$\dot{\nabla} \ln \text{IPC}$, $\nabla \text{IPC}/\text{IPC}_{-1}$, $\nabla_{12} \ln \text{IPC}$ ó $\nabla_{12} \text{IPC}/\text{IPC}_{-12}$?	CNE en diferenciales de tasas de inflación con RFA (ADF, IPS)	ADF: diferencial UK-RFA: I(0) en 8/93-4/99 diferencial F-RFA I(0) en 4/83-4/90 IPS: diferenciales I(0) en 4/72-2/79, 4/83-4/90 y 8/93-4/99
Esta tesis	5	UK, RFA, S, J y F	Trimestral	I/85-IV/99	IPC	$\nabla \ln \text{IPC}$	Pedroni (1999) en bivarriante con la tasa de inflación de la RFA CNE en diferenciales de tasas de inflación (SF, DCD)	1 CI en todos los subperiodos excepto 3/79- 3/83 diferenciales entre UK, S y J: I(0), diferenciales entre RFA y el resto: I(1) diferenciales entre F y el resto: I(1) 2 CI

1. Las conclusiones se refieren a los países cuyos datos se analizan en esta investigación.

CI: relaciones de cointegración, CNE: contrastes de no estacionariedad, SME: Sistema Monetario Europeo, VAR: Autorregresivo Vectorial, IPM: Índice de precios del output del sector manufacturas, IPSS: Índice de precios del output del sector servicios, IPRI: Índice de Precios Industriales, P: Perron (1989, 1997). El resto de las siglas empleadas en esta tabla se definen en la Tabla 1.1.

Tabla 1.3 Características de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de tipos de interés

Autor (es) del trabajo (1)	Nº de países cuyos datos se analizan	Países cuyos datos se analizan en (1) y en esta tesis	Tipo de intervalo muestral	Muestra	Tipos de interés analizados	Contrastes formales de hipótesis sobre d	Conclusiones sobre d^1
Bremmes et al (1997)	5	UK, RFA, y J	Cuatro Semanas	1/84-10/94	Euromercado a 3 meses	ADF	1
Nievas (1998)	8	UK y RFA	Trimestral	I/80-IV/88 I/89-II/96	¿Mercados monetarios nacionales a 3 meses?	ADF PP	1
Koustas y Serletis (1999)	11	UK	Trimestral	I/57-II/95	Nacional ¿a corto plazo?	ADF, WS KPSS	ADF, WS, KPSS: 1
		RFA					ADF, WS: 1, KPSS: 0
		J					ADF, WS: 0, KPSS: 1
Chiang y Kim (2000)	6	UK, RFA, S y J	Semanal	I,1/73-II,8/96	Euromercado a 1, 3, 6 y 12 meses	ADF	Tipo a 1 mes de S: 0 resto: 1
Wu y Chen (2001)	7	UK	Mensual	1/79-6/97	Euromercado a 7 días, 1, 3, 6 y 12 meses	ADF Elliott et al. (1996) IPS	ADF, Elliott et al. (1996): 1
		RFA					ADF: 1
		J					Elliott et al. (1996): 0 ADF: 1
Arize et al. (2002)	19	UK	Trimestral	II/73-I/98	LT → ¿pv?, BG → ¿pv?	ADF, intervalos de confianza de Stock (1992) y Johansen (1995)	1
		RFA			CMR, BG → ¿pv?		
		J			CMR, BG → ¿pv?		
Esta tesis	4	UK	Trimestral	I/85-IV/99	r	SF DCD	1
		RFA			2		
		S			2		
		J					1

1. Sólo se presentan los resultados que se refieren a los países cuyos datos se analizan en esta investigación LT: letras del tesoro, CMR: Call Money Rate, BG: bonos del gobierno, pv: plazo de vencimiento. El resto de siglas se definen en la Tabla 1.1

Capítulo 2: Métodos de Análisis de Series Temporales Empleados

En este capítulo se describen los métodos de Análisis de Series Temporales (AST) en el dominio temporal discreto empleados en esta investigación.

La metodología empleada en este trabajo se basa en principios de representación, de construcción de modelos con datos y de la utilización de modelos. En cuanto a representación se trabaja con formas lineales generales de procesos estocásticos no explosivos, invertibles y gaussianos, definidos para las desviaciones de las variables observadas de sus componentes deterministas (de intervención, estacionalidad y/o tendencia).

En la construcción de modelos se emplea el proceso iterativo que se describe en la Sección 1.2.1. Con este proceso se pretende obtener modelos eficientemente estimados, estadísticamente adecuados y escuetos en parámetros.

Este capítulo se estructura como sigue. La Sección 2.1 expone un conjunto de nociones básicas en el AST. En la Sección 2.2 se presentan las representaciones matemáticas univariantes de series temporales empleadas en esta investigación y se ofrece una crítica de la representación univariante empleada habitualmente en la literatura. En la Sección 2.3 se describe el proceso de construcción de modelos univariantes con datos que se emplea en esta tesis. En la Sección 2.4 se presenta la representación matemática bivariante empleada en esta tesis y se expone una crítica de una de las representaciones bivariantes frecuentemente empleadas en la literatura. La Sección 2.5 describe el proceso de construcción de los modelos bivariantes con datos. El Apéndice 2 presenta algunas de las fórmulas empleadas en el resto de los capítulos.

2.1 Nociones básicas

En esta sección se define la noción de serie temporal, se distinguen series deterministas y series estadísticas, se introduce la notación para algunos operadores matemáticos, se define el concepto del proceso estocástico, con especial atención a los procesos estocásticos estacionarios, y se introduce el concepto de Función Lineal de Transferencia (FLT).

2.1.1 Serie temporal

Una serie temporal es un conjunto de observaciones ordenadas en el tiempo. El símbolo Y denota la variable observada y t el índice temporal. En esta tesis, t es un número entero.

Las series temporales pueden ser deterministas o estadísticas. Las series temporales deterministas se pueden representar matemáticamente exactamente para cualquier t sin emplear ninguna variable aleatoria. Las series temporales estadísticas son aquellas que no son deterministas, aunque pueden contener componentes deterministas.

Las series temporales deterministas empleadas en esta tesis son series temporales de intervención, series temporales de tendencia determinista y series temporales de estacionalidad determinista.

Las series temporales de intervención que se emplean aquí son impulso, impulso compensado, escalón y rampa y siempre se aplican al nivel de una serie estadística. Cada una tiene una forma cualitativa, no paramétrica, pero se cuantifica con un parámetro ω_0 . Un impulso y un impulso compensado representan ambos fenómenos transitorios, un escalón describe un cambio permanente y una rampa describe un cambio permanente en la variación temporal. Las formas cualitativas se definen matemáticamente como formas unitarias como sigue.

$$\text{Impulso unitario } \xi_t^{I,t^*} \equiv \begin{cases} 0 & t \neq t^* \\ 1 & t = t^* \end{cases} \quad (2.1)$$

$$\text{Impulso compensado } \xi_t^{IC,t^*} \equiv \begin{cases} 1 & t = t^* \\ -1 & t = t^* + 1 \\ 0 & t < t^*, t > t^* + 1 \end{cases} \quad (2.2)$$

$$\text{Escalón unitario } \xi_t^{S,t^*} \equiv \begin{cases} 0 & t < t^* \\ 1 & t \geq t^* \end{cases} \quad (2.3)$$

$$\text{Rampa unitaria } \xi_t^{R,t^*} \equiv \begin{cases} 0 & t < t^* \\ 1 + (t - t^*) & t \geq t^* \end{cases} \quad (2.4)$$

El símbolo t^* representa el instante de tiempo en que se produce el primer efecto.

Las series temporales deterministas de tendencia que se emplean en esta tesis son polinomios con coeficientes reales en el argumento temporal t . Por ejemplo, la serie de tendencia determinista lineal se representa $\alpha + \beta t$, con α y β parámetros reales.

Las series temporales de estacionalidad determinista en datos trimestrales son $\cos(\pi t/2)$, $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$.

2.1.2 Algunos operadores matemáticos

Se denota por B al operador retardo, tal que $BY_t \equiv Y_{t-1}$, con Y_t cualquier serie temporal. El operador B^k es la potencia k del operador retardo tal que $B^k Y_t \equiv Y_{t-k}$.

Se denota por ∇ al operador diferencia regular $(1 - B)$, tal que $\nabla Y_t \equiv Y_t - Y_{t-1}$ y $\nabla^d Y_t \equiv (1 - B)^d Y_t$. A lo largo de esta tesis, se denomina a ∇ operador diferencia regular u operador diferencia, indistintamente.

Se denota por ∇_s al operador diferencia anual $(1 - B^s)$, siendo s el número de observaciones por año, tal que $\nabla_s Y_t \equiv Y_t - Y_{t-s}$. En esta tesis, los datos son trimestrales, por

lo que $s = 4$. En este caso, el operador diferencia anual es ∇_4 y $\nabla_4 Y_t \equiv Y_t - Y_{t-4}$.

2.1.3 Proceso estocástico

Un proceso estocástico, muchas veces abreviado a proceso, es un modelo teórico de una serie temporal estadística.

Se dice que un proceso estocástico es estrictamente estacionario, cuando la densidad conjunta de probabilidad de $(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n})$ existe y no varía con desplazamientos temporales $(Y_{t_1+k}, Y_{t_2+k}, \dots, Y_{t_n+k}) \forall k$ entero finito. Los t_i no tienen que ser equidistantes ni ordenados cronológicamente y el número n de ellos es un entero positivo arbitrario.

Se dice que un proceso estocástico es estacionario en media cuando $E(Y_t)$ existe y es constante en el tiempo, donde $E(\cdot)$ es el operador esperanza matemática.

Se dice que un proceso estocástico es estacionario en covarianza cuando su media $E(Y_t)$ y sus autocovarianzas $\gamma_k \equiv E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t+k} - E(Y_{t+k}))] \forall k$ entero finito, existen y no dependen de t .

La estacionariedad en covarianza es equivalente a la estacionariedad estricta cuando la forma de la función de densidad conjunta de probabilidad es normal. Esta hipótesis se mantiene en este trabajo y se puede contrastar, aunque en esta tesis se contrasta solamente por métodos informales, p.e. por la consulta a histogramas (que no se presentan aquí).

El proceso estocástico estacionario más simple se denomina ruido blanco. Se define como \mathbf{a}_t independiente e idénticamente distribuido (iid) con $E(\mathbf{a}_t) = \mathbf{0}_m$ y

$E(\mathbf{a}_t - E(\mathbf{a}_t))(\mathbf{a}_t - E(\mathbf{a}_t))^T \equiv \Sigma$, donde $\mathbf{a}_t \equiv [a_{it}]$ $i = 1, 2, \dots, m$, el superíndice T indica la transposición matricial y Σ es una matriz $m \times m$ simétrica definida positiva (sdp) de valores reales. En esta tesis se emplean símbolos en negrilla para denotar vectores y matrices y símbolos sin negrilla para denotar escalares.

Con $i = 1$, entonces, $\mathbf{a}_t \equiv a_{1t} \equiv a_t$ iid con $E(a_t) = 0$, $V(a_t) = \sigma_a^2$, donde $V(\cdot)$ es el operador varianza.

Este proceso se denomina ruido blanco gaussiano cuando la distribución de probabilidad de \mathbf{a}_t es normal.

2.1.4 Función Lineal de Transferencia

Una FLT es un polinomio de argumento el operador retardo, B , de orden potencialmente infinito. Se define por:

$$v(B) \equiv v_0 + v_1 B + \dots \equiv \sum_{k=0}^{\infty} v_k B^k \quad (2.5)$$

donde v_k es una constante real $\forall k$.

La FLT se emplea para relacionar dos series temporales, el input (X_t) y el output (Y_t):

$$Y_t = v(B)X_t = \sum_{k=0}^{\infty} v_k X_{t-k} \quad (2.6)$$

Hay dos funciones de respuesta que describen a cualquier FLT. La función de respuesta al impulso (*irf*) asigna a cada retardo entero no negativo ($k = 0, 1, 2, \dots$) el valor del coeficiente de respuesta al impulso, v_k . La función de respuesta al escalón (*srf*) asigna a cada retardo entero no negativo ($k = 0, 1, 2, \dots$) el valor de la suma parcial de los coeficientes de respuesta al impulso, $\sum_{j=0}^k v_j$.

La ganancia a largo plazo de una FLT mide el efecto a largo plazo en el output producido por un aumento unitario permanente de la variable input. Se define como:

$$g \equiv \sum_{k=0}^{\infty} v_k = v(1) \quad (2.7)$$

Cuando la respuesta es monótona, $v_k \geq 0 \quad \forall k \geq 0$ (ó $v_k \leq 0 \quad \forall k \geq 0$), se define el retardo medio de respuesta, \bar{I} :

$$\bar{I} \equiv \frac{\sum_{k=0}^{\infty} v_k k}{\sum_{k=0}^{\infty} v_k} \quad (2.8)$$

El retardo medio de respuesta se calcula:

$$\bar{I} = \left. \frac{v'(B)}{v(B)} \right|_{B=1} \quad (2.9)$$

donde $v'(B)$ es la derivada de primer orden de $v(B)$ en B .

Se dice que una FLT es estable cuando $v(B)$ converge para $|B| \leq 1$.

Cualquier FLT se puede aproximar por un cociente de polinomios de orden finito y se escribe:

$$v(B) = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b \quad (2.10)$$

$$\begin{aligned} \omega_s(B) &= \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s \\ \delta_r(B) &= 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r \end{aligned}$$

donde s , b y r son números enteros no negativos, $\{\omega_i, i = 0, 1, \dots, s\}$ y $\{\delta_i, i = 1, 2, \dots, r\}$ son conjuntos de parámetros constantes reales y no hay ningún factor común (excepto el uno) en $\omega_s(B)$ y $\delta_r(B)$. El parámetro b se denomina tiempo muerto e indica el número de períodos entre un cambio en el input y el primer cambio inducido en el output. Los polinomios $\omega_s(B)$ y $\delta_r(B)$ se denominan operadores media móvil (MA) y autorregresivo (AR) respectivamente. La aproximación puede refinarse aumentando s y/o r .

La condición de estabilidad de la FLT en la forma (2.10) es $\delta_r(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$,

donde aquí B se trata como variable compleja.

2.2 Representaciones univariantes de series temporales

La Sección 2.2.1 describe las representaciones univariantes que se emplean en esta tesis y la Sección 2.2.2 describe una representación univariante inferior que habitualmente se emplea en la literatura.

2.2.1 Representaciones univariantes empleadas en esta tesis

En primer lugar se describen las transformaciones que se aplican a la variable al comienzo del análisis. A continuación se introduce la descomposición en componentes determinista y estocástico. Por último, se introducen las formas concretas de los modelos empleados.

2.2.1.1 Transformaciones univariantes iniciales

En el análisis univariante se emplean ciertas transformaciones que se aplican al comienzo del análisis y que se mantienen sin modificar en los análisis de relaciones. Estas transformaciones son las transformaciones no lineales contemporáneas y las diferencias *a priori*. Estas transformaciones suministran una variable transformada de interés que será la variable objeto de análisis por medio de modelos lineales.

2.2.1.1.1 Transformaciones no lineales contemporáneas

En esta tesis se emplea la familia de transformaciones no lineales contemporáneas introducida por Box y Cox (1964) para inducir, al menos de forma aproximada, la linealidad, la homocedasticidad y la gaussianidad del proceso seguido por una serie temporal. Si Y_t es el valor de la serie temporal original en tiempo t , se define:

$$y_t \equiv Y_t^{(\lambda, m)} = \frac{(Y_t + m)^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2.11)$$

con λ , m parámetros reales (finitos). Con $\lambda = m = 1$ se obtiene la serie original. Para

cualquier $m > -Y_t \forall t$, se puede demostrar, empleando la regla de L'Hospital que

$$Y_t^{(0,m)} = \ln(Y_t + m).$$

2.2.1.1.2 Diferencias *a priori*

Una vez que se ha transformado Y_t para obtener y_t , muchas veces la variable de interés no será y_t sino ∇y_t , quizás por su significado económico. Se emplea el símbolo z_t para denotar a la variable objeto de análisis o variable de interés. Se entiende que z_t es la variable original transformada como en (2.11) o, quizás, ésta con una diferencia regular aplicada *a priori*. En el Cap. 3, para cada país, $z_t \equiv Y_t^{(0,0)} = \ln Y_t$, donde Y_t representa el IPC correspondiente. En el Cap. 4 las variables de interés son los diferenciales de dos tasas de variación logarítmica de los IPC. En el Cap. 5, para cada país, $z_t \equiv Y_t^{(0,1)} = \ln(Y_t + 1)$, donde Y_t es el tipo de interés del mercado interbancario a un día correspondiente medido en unidades numéricas (no %).

2.2.1.2 Descomposición determinista – estocástica

La variable z_t puede ser descompuesta, sin pérdida de generalidad, en un componente determinista (ξ_t) y un componente puramente estocástico (N_t):

$$z_t = \xi_t + N_t \quad (2.12)$$

El símbolo ξ_t representa la suma de componentes deterministas de intervención, de tendencia y de estacionalidad.

Los componentes deterministas de intervención tienen la forma:

$$v_i(B)\xi_t^i \quad (2.13)$$

donde $v_i(B)$ es una FLT estable y ξ_t^i es una serie determinista de tipo impulso, impulso compensado, escalón o rampa.

2.2.1.3 Procesos estocásticos lineales

En esta tesis se emplean formas lineales generales de procesos estocásticos definidos para N_t en (2.12). Se dice que N_t sigue un proceso estocástico lineal general cuando tiene la representación:

$$N_t = \psi(B)a_t \quad (2.14)$$

para $\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots + \psi_k B^k + \dots$, donde $\{\psi_k, k = 1, 2, \dots\}$ es el conjunto de las ponderaciones ψ , parámetros de la función de transferencia $\psi(B)$, y a_t es iid con $E(a_t) = 0$ y $V(a_t) = \sigma^2$. En esta tesis cuando se habla de las innovaciones del modelo se hace referencia a a_t . El proceso N_t es estacionario si y sólo si $\psi(B)$ es estable.

La forma (2.14), sin embargo, es limitada para el análisis de series temporales en la práctica, porque: (1) tiene un número infinito de parámetros y no se puede ajustar directamente un número infinito de parámetros a una muestra finita de observaciones y (2) las series económicas que se encuentran en la práctica no parecen estacionarias, porque presentan tendencia o deambulan y porque presentan estacionalidad. Con la forma de modelos ARMA(p,q) univariantes se supera la primera de las limitaciones, ya que se emplea la aproximación (s,b,r) de $\psi(B)$ para aproximar el conjunto infinito de parámetros en $\psi(B)$ por un conjunto de $p + q$ parámetros.

En cuanto a la segunda de las limitaciones, los modelos ARIMA(p,d,q) son una generalización del modelo ARMA(p,q) que permite tratar una forma homogénea de no estacionariedad en media, muy frecuente y asociada con tendencia. Por otro lado, los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s generalizan los modelos ARIMA(p,d,q) para tratar la no estacionariedad en media que supone la estacionalidad en media. Una última generalización que se considera en esta tesis es el modelo MEG, que libera unas restricciones presentes en

los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s. Cada uno de los modelos anteriores se presentan con detalle en las subsecciones siguientes.

2.2.1.3.1 Modelos ARMA(p,q)

En el caso del proceso estocástico lineal general estacionario (2.14), la aproximación (s,b,r) de la función de transferencia $\psi(B)$ se llama forma ARMA(p,q) univariante y se escribe:

$$\psi(B) = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \quad (2.15)$$

con $\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$ y $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$. Los parámetros p y q son números enteros no negativos y $\{\phi_i, i = 1, \dots, p\}$ y $\{\theta_i, i = 1, \dots, q\}$ son conjuntos de parámetros reales. Los operadores $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ no tienen factores comunes.

Los polinomios $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ se denominan operadores autorregresivo de orden p (AR(p)) y media móvil de orden q (MA(q)) respectivamente y verifican las condiciones $\phi_p(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$ (estacionariedad) y $\theta_q(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$ (invertibilidad). Esta última condición garantiza la unicidad de la representación ARMA(p,q) de una estructura dada de autocorrelación lineal.

El modelo ARMA(p,q) de un proceso estacionario, invertible y gaussiano N_t se resume:

$$\phi_p(B)N_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.16)$$

donde se verifican las condiciones mencionadas anteriormente para $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ y a_t es iid $N(0, \sigma_a^2)$.

2.2.1.3.2 Modelos ARIMA(p,d,q)

Para tratar una forma de no estacionariedad homogénea muy frecuente, que se asocia con tendencia, se generaliza el modelo ARMA(p,q), dando lugar al modelo ARIMA(p,d,q). Se define la variable estacionaria $w_t = \nabla^d N_t$, siendo d un parámetro entero no negativo, y esta variable se introduce donde se encuentra N_t en (2.16):

$$\phi_p(B)w_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.17)$$

Las condiciones expuestas en la Sección 2.2.1.3.1 definen los símbolos $\phi_p(B)$, $\theta_q(B)$ y a_t .

El operador AR(p) puede ser factorizado en p factores. Cuando uno de estos factores tiene raíz característica real λ^{-1} , se puede escribir el factor como $(1 - \lambda B)$ y la condición de estacionariedad para este factor equivale a la restricción $|\lambda| < 1$. Se puede entender el modelo ARIMA(p,d,q) como un modelo ARMA(p', q) con $p' = p + d$, donde d de las raíces características reales incumplen la condición de estacionariedad en el sentido homogéneo, es decir, $\lambda = 1$ en los factores correspondientes.

Cuando N_t requiere d diferencias regulares para que w_t reciba una representación estacionaria e invertible, se dice que N_t sigue un proceso integrado de orden d, I(d), y se escribe $N_t \sim I(d)$.

Nótese que en el proceso ARIMA(p,d,q) definido aquí para N_t , la media de la variable w_t , el parámetro μ en la notación convencional, es igual a cero. Ello no supone ninguna pérdida de generalidad, ya que el papel de μ queda recogido en ξ_t como una constante (cuando $d = 0$) o como un componente de tendencia determinista (cuando $d > 0$).

2.2.1.3.3 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s

El modelo ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s, donde s es el número de observaciones por año,

generaliza el modelo ARIMA(p,d,q) en el sentido de que permite representar la no estacionariedad debida a la presencia de estacionalidad en media. La representación ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s del componente puramente estocástico de z_t , N_t , cumple:

$$w_t = \nabla^d \nabla_s^D N_t \quad (2.18)$$

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^s) w_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t$$

donde $\Phi_P(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps})$, $\Theta_Q(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$,

a_t iid $N(0, \sigma_a^2)$, P, D y Q son números enteros no negativos y $\{\Phi_i, i = 1, \dots, P\}$ y

$\{\Theta_i, i = 1, \dots, Q\}$ son conjuntos de parámetros reales.

Los operadores $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ se definen como en la Sección 2.2.1.3.1 y verifican las mismas condiciones, pero aquí se denominan operadores AR(p) y MA(q) regulares respectivamente.

Los polinomios $\Phi_P(B^s)$ y $\Theta_Q(B^s)$ se denominan operadores autorregresivo anual de orden P (AR(P)_s) y media móvil anual de orden Q (MA(Q)_s) respectivamente y verifican las condiciones: $\Phi_P(B^s) = 0 \Rightarrow |B^s| > 1$ (estacionariedad) y $\Theta_Q(B^s) = 0 \Rightarrow |B^s| > 1$ (invertibilidad).

Los operadores $\Phi_P(B^s)$ y $\Theta_Q(B^s)$ no tienen factores comunes.

2.2.1.3.4 Modelos de estacionalidad generalizada

En esta tesis, y para las series temporales que presentan estacionalidad, se construyen modelos de estacionalidad generalizada según extensiones de la metodología desarrollada por Gallego (1995) y Gallego y Treadway (1996). El MEG es una generalización del modelo ARIMA(p,d,q)(P,1,Q)_s con $Q \geq 1$ y con al menos un factor MA(1)_s con parámetro positivo, donde se relajan las restricciones de igual módulo de las raíces del MA(1)_s. Se expondrá sólo

el caso de datos trimestrales ($s = 4$), por ser el tipo de datos empleado en esta investigación.

Se parte de la noción de que el componente puramente estocástico de z_t , N_t , siga un proceso ARIMA(p,d,q)($P,1,Q$) $_4$ con $Q \geq 1$:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^4)\nabla^d\nabla_4N_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^4)a_t \quad (2.19)$$

siendo $\Theta_Q(B^4) = (1 - \Theta_1B^4)\Theta'_{Q-1}(B^4)$. Definiendo $n_t \equiv \frac{\phi_p(B)\Phi_P(B^4)\nabla^dN_t}{\theta_q(B)\Theta'_{Q-1}(B^4)}$, (2.19) se puede

escribir:

$$\nabla_4n_t = (1 - \Theta_1B^4)a_t \quad (2.20)$$

El operador ∇_4 puede escribirse como producto de tres factores simples irreducibles no estacionarios, $(1 - B)$, $(1 + B^2)$ y $(1 + B)$, correspondientes a las frecuencias (medidas como número de ciclos por año) cero, uno y dos respectivamente:

$$\nabla_4 \equiv (1 - B^4) = \nabla(1 + B + B^2 + B^3) = \nabla(1 + B^2)(1 + B) \quad (2.21)$$

El operador de frecuencia cero se asocia con tendencia y los operadores de frecuencias uno y dos se asocian con estacionalidad.

Del mismo modo, el factor MA(1) $_4$ del modelo (2.20) puede escribirse en tres factores simples irreducibles de las mismas frecuencias que los factores simples irreducibles de la diferencia anual:

$$1 - \Theta_1B^4 \equiv (1 - \Theta_1^{1/4}B)(1 + \Theta_1^{1/4}B + \Theta_1^{1/2}B^2 + \Theta_1^{3/4}B^3) = (1 - \Theta_1^{1/4}B)(1 + \Theta_1^{1/2}B^2)(1 + \Theta_1^{1/4}B) \quad (2.22)$$

La generalización del modelo (2.20), denominado MEG, se escribe:

$$\nabla_4n_t = (1 - \lambda_0B)(1 - \lambda_1B^2)(1 - \lambda_2B)a_t \quad (2.23)$$

donde $0 < \lambda_0 \leq 1$ y $-1 \leq \lambda_1, \lambda_2 \leq 0$.

El modelo (2.23) contiene como caso particular al modelo (2.20) cuando se verifican las restricciones $\lambda_0 + \lambda_2 = 0$ y $\lambda_0\lambda_2 - \lambda_1 = 0$.

En el MEG se relajan las restricciones de igual módulo para las raíces del $MA(1)_4$, pero los polinomios $MA(1)$ y $MA(2)$ del modelo MEG mantienen las restricciones de frecuencias de los factores simples e irreducibles del $MA(1)_4$. El parámetro del polinomio MA de frecuencia restringida (MA_f) del MEG se denotará por λ_f para $f = 0, 1$ y 2 .

Las restricciones de frecuencias hacen de cada factor MA simple en (2.23) un testigo paramétrico de la aplicación sobrante del factor simple no estacionario de ∇_4 de la misma frecuencia, actuando de la misma forma que un $MA(1)$ regular no invertible en un modelo sobrediferenciado.

Cada λ_f con $f = 0, 1$ y 2 puede ser invertible, $|\lambda_f| < 1$, ó no invertible $|\lambda_f| = 1$. En este último caso, el polinomio MA_f correspondiente y el factor simple no estacionario de frecuencia f de la diferencia anual, pueden ser eliminados por integración en dicha frecuencia, apareciendo una función determinista específica de integración de la misma frecuencia en el componente determinista del modelo.

Cuando $\lambda_0 = 1$, el modelo (2.23) presenta factores ∇ en ambos lados, por lo que se integra en $f = 0$ y, como resultado de la integración, se incorpora un parámetro μ al modelo de n_t , es decir, se aumenta el orden del término de tendencia determinista en z_t .

Cuando $\lambda_1 = -1$, el operador $(1 + B^2)$ es común en ambos lados del modelo. Por tanto, se integra en $f = 1$ y se añade a z_t el componente determinista estacional de $f = 1$, $\alpha_1 \cos(\pi t/2) + \beta_1 \text{sen}(\pi t/2)$.

Cuando $\lambda_2 = -1$, el operador $(1 + B)$ está presente en ambos lados del modelo, por lo

que se integra en $f = 2$ y se añade a z_t el componente determinista estacional de $f = 2$, $\alpha_2(-1)^t$.

Hay dos ventajas del MEG relativo al ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄. En primer lugar, se relaja una restricción en el ARIMA que relaciona la estructura de $f = 0$ (tendencia) con la estructura de $f = 1$ y $f = 2$ (estacionalidad). En segundo lugar, se facilita la posibilidad de estacionalidad mixta (determinista en $f = 1$ y estocástica en $f = 2$, o viceversa), además de admitir estacionalidad puramente estocástica o puramente determinista.

2.2.2 Crítica a la representación univariante empleada comúnmente en la literatura econométrica

La mayoría de los trabajos univariantes de econometría aplicada publicados emplean representaciones AR puras para la variable observada, z_t :

$$z_t = c_0 z_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=r} c_i \nabla z_{t-i} + a_t \quad (2.24)$$

con a_t iid $N(0, \sigma_a^2)$. A menudo se quiere contrastar $H_0 : c_0 = 1$ ($z_t \sim I(1)$) versus $H_1 : c_0 < 1$ ($z_t \sim I(0)$). En esta sección se emplea una notación distinta a la del resto de la tesis: el orden del proceso AR se denota $r + 1$ en lugar de p y los parámetros $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_{r+1}$, definidos como en la Sección 2.2.1.3.1, verifican $\phi_1 \equiv (c_0 + c_1)$, $\phi_2 \equiv (c_2 - c_1)$, $\phi_3 \equiv (c_3 - c_2)$, \dots , $\phi_r \equiv (c_r - c_{r-1})$, $\phi_{r+1} \equiv -c_r$. Esta notación también es diferente de la que emplean otros autores, como Dickey y Fuller (1981) y Perron (1989). En la Tabla 2.1 se presentan las diferencias de notación entre esta sección y los dos artículos citados.

Tabla 2.1: Diferencias de notación

Esta subsección	B	r	z_t		$c_i, i = 1, \dots, r$	a_t
Dickey y Fuller (1981)		p	Y_t	ρ	$\theta_i, i = 1, \dots, p$	e_t
Perron (1989)	L	k	y_t	α	$c_i, i = 1, \dots, k$	e_t

En los trabajos publicados que emplean la representación (2.24), cuando el autor quiere especificar componentes deterministas para el nivel de la variable z_t , estos componentes se añaden directamente en el lado derecho de (2.24). Se verá a continuación cómo este procedimiento conduce a modelos mal especificados. Por ejemplo, en el caso de que se quiera especificar para z_t un componente de tendencia determinista lineal ($\eta_0 + \eta_1 t$) y una variable de intervención de tipo escalón cuantificado en el instante t^* ($\omega_0 \xi_{S_t}^{S, t^*}$), se especifica:

$$z_t = \eta_0 + \eta_1 t + \omega_0 \xi_{S_t}^{S, t^*} + c_0 z_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=r} c_i \nabla z_{t-i} + a_t \quad (2.25)$$

o, equivalentemente:

$$\underbrace{(1 - c_0 B - \sum_{i=1}^{i=r} c_i \nabla B^i)}_{\phi_{r+1}(B)} z_t = \eta_0 + \eta_1 t + \omega_0 \xi_{S_t}^{S, t^*} + a_t \quad (2.26)$$

donde $\phi_{r+1}(B) = 1 - (c_0 + c_1)B - (c_2 - c_1)B^2 - (c_3 - c_2)B^3 - \dots - (c_r - c_{r-1})B^r + c_r B^{r+1}$ y

$$\phi_{r+1}(1) = 1 - c_0.$$

Cuando $c_0 < 1$ el modelo (2.26) puede escribirse:

$$z_t = \frac{\eta_0}{\phi_{r+1}(1)} + \frac{\eta_1 t}{\phi_{r+1}(B)} + \frac{\omega_0 \xi_{S_t}^{S, t^*}}{\phi_{r+1}(B)} + N_t \quad (2.27)$$

con $\phi_{r+1}(B)N_t \equiv a_t$. En la ecuación (2.27) se aprecia que no se especifica un simple

componente de tendencia determinista lineal $(\eta_0 + \eta_1 t)$ para el nivel de z_t , sino un componente de tendencia determinista lineal muy complejo paramétricamente $(\phi_{r+1}^{-1}(B)(\eta_0 + \eta_1 t))$, que no es lo que pretende el analista, ni tiene sentido. De la misma forma, no se especifica un escalón (cuantificado) en t^* $(\omega_0 \xi_t^{S,t^*})$ en el nivel de z_t , sino una secuencia infinita de escalones (cuantificados) a partir del instante t^* $(\phi_{r+1}^{-1}(B)\omega_0 \xi_t^{S,t^*})$, que tampoco es lo que pretende el analista, ni tiene sentido. Además, en la forma (2.27) se impone la restricción arbitraria e indeseada de que el operador AR del componente estocástico N_t sea igual a cada uno de los operadores AR de las FLT de los componentes de tendencia determinista lineal e intervención.

Cuando $c_0 = 1$, se cumple $\phi_{r+1}(B) \equiv \phi_r^*(B)\nabla$ con

$$\phi_r^*(B) = 1 - c_1 B - c_2 B^2 - \dots - c_{r-1} B^{r-1} - c_r B^r = 1 - \sum_{i=1}^{i=r} c_i B^i \text{ y } \phi_r^*(1) = 1 - \sum_{i=1}^{i=r} c_i \text{ y se supone que}$$

$\phi_r^*(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$. Entonces la ecuación (2.26) puede escribirse:

$$\phi_r^*(B)\nabla z_t = \eta_0 + \eta_1 t + \omega_0 \xi_t^{S,t^*} + a_t \tag{2.28}$$

o equivalentemente:

$$\nabla z_t = \frac{\eta_0}{\phi_r^*(1)} + \frac{\eta_1 t}{\phi_r^*(B)} + \frac{\omega_0 \xi_t^{S,t^*}}{\phi_r^*(B)} + N_t^* \tag{2.29}$$

con $\phi_r^*(B)N_t^* = a_t$. De esta forma, no se especifica un término de tendencia determinista lineal $(\eta_0 + \eta_1 t)$ en z_t , sino que se añade al nivel de z_t un componente de tendencia determinista cuadrática de parametrización muy compleja. Tampoco se especifica un escalón (cuantificado) en el instante t^* para el nivel de z_t , sino una secuencia infinita de variables de tipo rampa (cuantificada) a partir de t^* . Estas especificaciones tampoco son las pretendidas

por el analista, ni tienen sentido.

Es también notable que los términos deterministas especificados para z_t con este procedimiento habitual, no son iguales entre los casos $c_0 < 1$ y $c_0 = 1$, es decir, difieren entre H_0 y H_1 .

Con el ejemplo anterior se aprecia que, en muchos trabajos econométricos publicados, se emplean representaciones univariantes que conducen a modelos empíricos muy mal especificados. En esta tesis se emplea la descomposición lineal de z_t en componentes determinista y puramente estocástico definida en (2.12). Esta descomposición evita este error de especificación.

2.3 Construcción de modelos univariantes con datos

En la Sección 2.3.1 se trata el proceso de construcción de modelos de la forma $ARIMA(p,d,q)$. Este tipo de modelos se construye en el Cap. 5 para las series de las variables r , que no presentan estacionalidad. En la Sección 2.3.2 se describe el proceso de elaboración de los modelos de la forma $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$, que se construyen en el Cap. 3 para las series de IPC, que presentan estacionalidad. Posteriormente se extienden estos modelos $ARIMA$ con el análisis MEG, que se describe en la Sección 2.3.3. En la Sección 2.3.4 se detalla el proceso de construcción de los modelos de los diferenciales de tasas de inflación del Cap. 4. Algunos de los contrastes formales de hipótesis que se emplean se presentan en la Sección 2.3.5 y la Sección 2.3.6 describe el tratamiento que en esta tesis se da a los incidentes anómalos en los datos.

El análisis univariante empleado aquí, comienza con la elección de la transformación no lineal contemporánea de la familia Box - Cox. En muchos casos prácticos la transformación no lineal contemporánea puede elegirse según criterios empíricos. En esta

tesis la transformación no lineal contemporánea que se aplica a cada tipo de variable se determina según criterios relevantes pero no empíricos. En el Cap. 3 se presentan los análisis univariantes de los IPC. En estos casos, se aplica el logaritmo neperiano, ($\lambda = 0$, $m = 0$). Esta transformación, empleada habitualmente en la Econometría, es especialmente apropiada para un número índice, que tiene una unidad de medida arbitraria, porque $\nabla \ln(\alpha P_t) = \nabla \ln P_t$ $\forall \alpha \neq 0$, donde P_t es la variable IPC. En el caso de las variables r , que se analizan en el Cap. 5, se impone *a priori* $\lambda = 0$ y $m = 1$, es decir, $y_t \equiv \ln(1 + R_t)$, con R_t el tipo de interés original medido en unidades numéricas (no %). Esta transformación es también habitual en la Econometría para este tipo de variables. Cabe señalar que el análisis empírico no revela evidencia en contra de las transformaciones elegidas en ninguno de los casos del trabajo presente.

2.3.1 Modelos ARIMA(p,d,q)

La primera etapa del proceso iterativo para la construcción de modelos univariantes consiste en la especificación inicial. En general, en esta etapa se realiza una elección, inicial y provisional, de la transformación no lineal contemporánea que se aplica a la variable (ya tratada en la sección anterior), del número de diferencias regulares (d) necesarias para que la serie diferenciada parezca estacionaria, de la forma ARMA (p y q), de la exclusión o no del parámetro μ (media de w_t) y, en algunos casos especiales, de términos de intervención para tratar hechos anómalos potencialmente distorsionantes y/o influyentes.

Las herramientas principales que se emplean en la etapa de especificación inicial son los gráficos de datos correspondientes a las transformaciones $\nabla^d z_t$, con $d = 0, 1$ y 2 , los gráficos de las *acf*/*pacf* y la media muestral y su desviación típica correspondientes a las mismas transformaciones. Las herramientas gráficas y estadísticas empleadas en esta etapa y

en la etapa de diagnóstico estadística de los modelos han sido generadas con el programa Graphmaker, codificado por Eva Vicente y por mi, bajo la dirección del profesor Arthur B. Treadway. Todos los materiales gráficos que se presentan en esta tesis han sido generados con el mismo programa.

Se elige d de forma que la serie diferenciada parezca estacionaria. Las herramientas que se emplean en esta elección, recalando que es inicial y provisional, son los gráficos de datos y de las *acf* correspondientes. Se comienza mirando dichos gráficos para la serie original ($d = 0$). Se sospecha que una serie temporal es no estacionaria cuando presenta tendencia o deambula y cuando los coeficientes de la *acf* decrecen muy lentamente de forma lineal o cóncava hacia abajo con el retardo. En este caso, se elige examinar $d = 1$. Se observa el mismo tipo de gráficos correspondientes a la transformación ∇z_t . Si esta serie no parece estacionaria, por los criterios anteriores aplicados a las mismas herramientas, se aplica una diferencia adicional ($d = 2$). El analista puede descubrir y corregir sus errores de sobrediferenciación o infradiferenciación a lo largo del proceso de análisis siguiente.

Los gráficos de datos también permiten detectar incidentes anómalos. Estos pueden tratarse desde el comienzo con análisis de intervención, si se considera que pueden distorsionar las herramientas de especificación.

Una vez especificado d , se decide si incluir o no el parámetro μ . Para ello se emplea la media muestral de la transformación que se considera estacionaria y su desviación típica. Cuando la media muestral es grande (en valor absoluto) en relación con su desviación típica, el analista puede incorporar un parámetro μ de media en el modelo. No obstante, el hecho de que la media muestral sea grande en relación con su desviación típica, muchas veces es consecuencia de que d es insuficiente, de la presencia de estructura ARMA no modelizada y/o de la presencia de incidentes anómalos en los datos que distorsionan la media muestral y

su desviación típica. Por ello, antes de incluir el parámetro μ en el modelo conviene evaluar estas posibilidades. En cualquier caso, la decisión de incluir o no el parámetro μ en el modelo se puede cuestionar posteriormente en la etapa de diagnóstico.

A continuación se eligen p ó q . Para ello se examinan los gráficos de las *acf/pacf* muestrales de la transformación de la serie que se considera estacionaria. Se especifica una estructura AR(p) ó MA(q), reconociendo el comportamiento típico de las *acf/pacf* teóricas de los procesos autorregresivos o de media móvil (véase Box et al. (1994), Cap. 3). Se especifica primero la estructura más obvia y se comienza por una forma no mixta. Posteriormente, el proceso iterativo puede dar lugar a reformulaciones (no mixtas) en función de la diagnosis.

La segunda etapa del análisis consiste en la estimación eficiente del modelo especificado. En esta tesis se emplea el criterio de MVENC según los algoritmos de Melard (1984) y Mauricio (1995, 1996). Se emplea el programa *drvus 1.1* de Mauricio en la estimación de los modelos univariantes.

La tercera etapa en el proceso iterativo consiste en la diagnosis del modelo: diagnosis de la computación, diagnosis de sobreparametrización y diagnosis estadística. Cualquier evidencia diagnóstica en contra del modelo puede dar lugar a una reformulación.

La diagnosis de la computación consiste, en primer lugar, en comprobar que el gradiente de la función de verosimilitud converge a cero (hasta la precisión de seis posiciones decimales). Cuando esta condición no se da, son diversas las causas posibles de la no convergencia y, por consiguiente, diversas las herramientas para evaluarlas en el caso concreto. Errores de programación se evalúan por medio de la crítica del código de entrada. Errores de precisión deficiente de los datos se evalúan repitiendo el cálculo con datos cambiados de escala (la variable z_t se multiplica por 10, 100, etc.). Errores de

sobreparametrización se investigan empleando las herramientas que se comentan en el párrafo siguiente.

La sobreparametrización puede darse con o sin falta de convergencia computacional. En la investigación presente, son muy pocas las ocasiones en que no se cumple la condición de convergencia computacional. Se detecta la sobreparametrización buscando parámetros redundantes, empleando las formas factorizadas en factores simples irreducibles de los operadores. Estos se revelan con errores estándar estimados altos en relación con el valor estimado del parámetro y/o correlaciones altas entre parámetros estimados.

Las herramientas que se emplean en la etapa de diagnosis estadística son los gráficos de residuos y de sus *acf/pacf*, la media de los residuos, su desviación típica y el estadístico Q de Ljung-Box.

Se considera que un modelo no presenta evidencia de mala especificación cuando el gráfico de residuos parece bien centrado y homocedástico, y no presenta incidentes anómalos muy importantes, la media muestral de la serie residual es pequeña en relación con su desviación típica, las *acf/pacf* de la serie residual no presentan evidencia de que falta estructura ARMA por incorporar y el valor del estadístico Q de Ljung-Box no supera los grados de libertad (el número de retardos de la *acf* menos el número de parámetros ARMA estimados). Cuando el modelo ARIMA(p,d,q) parece adecuado, según los criterios anteriores, se realizan operaciones de diagnosis por sobreajuste de forma que se añade al modelo un parámetro (o dos en un operador con raíces imaginarias (r.i.) como mucho) en direcciones en que se sospecha que puede estar presente más estructura. Por ejemplo, cuando el modelo contiene un AR(2) con r.i., conviene añadir un MA(1) de sobreajuste para facilitar una condición inicial paramétrica a la forma sinusoidal amortiguada del AR(2).

Una vez que el modelo parece adecuado en términos de todos los tipos de diagnosis,

se pueden aplicar contrastes formales de hipótesis, para simplificar la parametrización y para evaluar la estacionariedad de operadores AR y la invertibilidad de operadores MA. Para que un contraste formal de hipótesis sea una herramienta apropiada de análisis, éste debe aplicarse en un modelo eficientemente estimado, estadísticamente adecuado y escuetamente parametrizado. Además, en la práctica empleada en esta tesis, el resultado debe ser contundente para justificar la implantación de una restricción paramétrica (o la toma de una decisión de especificación). En esta tesis, la mayoría de los resultados de los contrastes formales de hipótesis tienen esta propiedad y no se especifica el nivel formal de confianza porque la hipótesis se rechaza (o no) tanto al 95% como al 90% de confianza formal. En general, solamente se indican niveles de confianza formal cuando el resultado es ambiguo, p.e. se rechaza al 90% y no al 95%.

Se considera que un parámetro no es significativamente distinto de cero cuando el estadístico t es menor que el valor de una t de Student de $N-k$ grados de libertad al 90% de confianza, siendo N el número de observaciones y k el número de parámetros estimados del modelo. Nunca se restringe a cero el primer parámetro de un operador de orden dos con r.i., porque el parámetro relevante es el período. El resto de los contrastes formales de hipótesis que se emplean en esta investigación se detallan en la Sección 2.3.5.

Los incidentes anómalos en los datos pueden ser representados por términos de intervención. Cuando un incidente anómalo es especialmente notable, el analista puede introducir los términos de intervención correspondientes antes de completar la especificación del modelo ARIMA, para evitar que el incidente distorsione las herramientas de análisis y/o que influya en los parámetros estimados y las inferencias realizadas. En otros casos, los incidentes anómalos pueden ser menos notables y se parametrizan después de la especificación completa de un modelo ARIMA aceptable. Entonces los términos de

intervención se introducen para evaluar la robustez del modelo. La Sección 2.3.6 profundiza en estos métodos.

2.3.2 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄

En el Cap. 3 se elaboran modelos de la forma ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ para las series de IPC. En la construcción de este tipo de modelo se emplea el mismo tipo de proceso iterativo descrito en la Sección 2.3.1 y, en general, las mismas herramientas.

En la etapa de especificación inicial, además de las elecciones que se mencionan en el primer párrafo de la Sección 2.3.1, se elige también el número de diferencias anuales (D) y los órdenes P y Q de la estructura ARMA anual.

Se eligen d y D de forma que la serie diferenciada parezca estacionaria. Las herramientas empleadas en esta elección son los gráficos de datos correspondientes a las transformaciones $\nabla^d \nabla_4^D z_t$ con $d = 0, 1, 2$ y $D = 0, 1$ y los gráficos de las *acf* correspondientes. Se comienza mirando estos gráficos para z_t ($d = 0, D = 0$). Se sospecha que una serie no es estacionaria cuando presenta tendencia, deambula o presenta estacionalidad. Cuando la serie presenta tendencia o deambula y/o los coeficientes de la *acf* decrecen lentamente de forma lineal o cóncava hacia abajo, se elige examinar ∇z_t ($d = 1, D = 0$). Si el gráfico de datos de esta serie no parece bien centrado y/o los coeficientes de la *acf* correspondiente decrecen muy lentamente, se aplica una diferencia regular adicional y se examinan los gráficos anteriores para la serie $\nabla^2 z_t$. Una vez que el gráfico de datos parece centrado y que desaparece el lento decrecimiento general de los coeficientes de la *acf*, la estacionalidad se detecta más fácilmente: se observan datos del mismo trimestre sistemáticamente por encima (o por debajo) de la media global con pocas excepciones y los coeficientes de los retardos anuales de la *acf* ($k = 4, 8, 12, \dots$) decrecen

muy lentamente. Si eso ocurre, se examina $D = 1$ con el valor anterior de d menos uno.

Dado que la diferencia anual incluye una diferencia regular, hay que combinar la elección de d y D . Por ejemplo, si $\nabla^2 z_t$ parece bien centrada y no se aprecia un decrecimiento lento de los coeficientes de la *acf*, pero se detecta estacionalidad, a continuación se examina la transformación $\nabla \nabla_4 z_t$. Si esta serie no parece estacionaria, se aplica una diferencia regular adicional.

En la elección de p , P , q y Q se emplean las *acf/pacf* de la transformación que se considera estacionaria. En la elección de p y q se emplean los retardos regulares de las *acf/pacf* y se procede de la forma descrita en la Sección 2.3.1. En la elección de P y Q se procede de la misma forma pero empleando los retardos anuales de dichas funciones. La configuración de las *acf/pacf* teóricas de los procesos $AR(P)_s$ en los retardos anuales es la misma que la de los procesos $AR(p)$ en los retardos regulares. Lo mismo ocurre con los procesos $MA(Q)_s$.

En el resto del proceso iterativo se procede de la forma descrita en la Sección 2.3.1.

2.3.3 Modelos de estacionalidad generalizada

En el análisis de las series de IPC, presentados en el Cap. 3, cuando se tiene un modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ eficientemente estimado, estadísticamente adecuado y de parametrización escueta, se formula el modelo MEG y se estima eficientemente. Si este modelo parece adecuado se puede detectar sobrediferenciación en las frecuencias de tendencia ($f = 0$) y/o estacionales ($f = 1, 2$), a través de la presencia de factores MA no invertibles. Esto puede producirse porque el parámetro λ_f estimado resulte literalmente no invertible o porque, a través de un contraste de hipótesis, se concluye que λ_f no difiere significativamente del valor no invertible.

Cuando se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de un factor MA_f , es conveniente añadir al modelo, de sobreajuste, un operador AR estacionario restringido en la misma frecuencia f (AR_f) y repetir el contraste, para admitir así la posibilidad de una estructura estacionaria autorregresiva en la misma frecuencia en que se está investigando la forma, determinista o estocástica, de la estacionalidad. Estos operadores se escriben $1 - \delta_0 B$ (AR_0), $1 - \delta_1 B^2$ (AR_1) y $1 - \delta_2 B$ (AR_2), con $0 < \delta_0 < 1$ y $-1 < \delta_1, \delta_2 < 0$.

En el caso de que se encuentre algún factor MA_f no invertible, se procede a la integración en la frecuencia correspondiente tal como se indica en la Sección 2.2.1.3.4 y se estima el modelo integrado. Si este modelo parece adecuado, según todos los criterios de diagnosis mencionados en la Sección 2.3.1, es conveniente añadir un factor AR_f de sobreajuste, si este operador no está ya presente en el modelo, para considerar la posibilidad de estructura autorregresiva estacionaria en esa frecuencia.

2.3.4 Modelos de los diferenciales de tasas de inflación

Cada diferencial se relaciona con las tasas de inflación que lo componen por una identidad lineal, de tal forma que para cada diferencial se verifica:

$$z_{1t} \equiv z_{2t} - z_{3t} \quad (2.30)$$

donde z_{1t} es el diferencial de las tasas de inflación z_{2t} y z_{3t} . Según la expresión (2.12), cada z_{it} incluye un componente determinista y un componente puramente estocástico:

$$z_{it} = \xi_{it} + N_{it}, \quad i = 1, 2, 3 \quad (2.31)$$

De las expresiones (2.30) y (2.31) se deduce:

$$\xi_{1t} = \xi_{2t} - \xi_{3t} \quad (2.32)$$

$$N_{1t} = N_{2t} - N_{3t} \quad (2.33)$$

Las expresiones (2.32) y (2.33) implican que la especificación y los valores paramétricos de

cualquiera de las tres variables están dados por las especificaciones y valores paramétricos de los modelos para las otras dos variables. Estas restricciones no son naturales en el análisis univariante y no se imponen aquí. Sin embargo, se hace uso de la expresión (2.32) en cuanto que se determina la especificación de los términos deterministas de los modelos para los diferenciales (aunque no se imponen restricciones sobre sus valores paramétricos) a partir de la de los modelos de las tasas de inflación. Los modelos de las tasas de inflación se obtienen diferenciando los modelos presentados en el Cap. 3 para los IPC. Un ejemplo se presenta en la Sección 4.1.1.

No se impone, sin embargo, la especificación o valores paramétricos del componente estocástico de los diferenciales a partir de la de los modelos para las tasas de inflación. Únicamente se tiene en cuenta que, bajo (2.33), el orden de integración de las tres variables en cada frecuencia debe ser el mismo o que el de dos variables debe ser igual y menor el de la tercera variable (en el caso de cointegración).

El primer paso en el análisis univariante de cada diferencial es la estimación de un modelo con los términos deterministas de intervención presentes en los modelos para las tasas de inflación correspondientes, sin estructura ARMA. Además, se incluyen en el modelo los términos deterministas estacionales correspondientes a la(s) frecuencia(s) en la(s) que las dos tasas de inflación que componen el diferencial presenten estacionalidad determinista. Se emplea la transformación estacionaria compatible con los modelos univariantes obtenidos para cada una de las tasas de inflación. Es decir, en todos los casos se aplica una diferencia regular, porque se obtiene que todas las tasas de inflación son $I(1)$ y se comienza suponiendo que las tasas de inflación no están cointegradas. Posteriormente se cuestiona este orden de integración a través de las herramientas de diagnosis y a través del contraste de hipótesis relacionadas con el orden de integración del diferencial. En cuanto a los operadores

autorregresivos no estacionarios estacionales, se aplican los que están presentes en al menos uno de los modelos univariantes para las tasas de inflación correspondientes.

Se emplea el gráfico de datos y de las *acf/pacf* de los residuos del modelo anterior y del diferencial extraídos los términos deterministas estimados presentes en dicho modelo (N_{1t}) en la especificación inicial de la estructura ARMA.

En el resto del proceso, estimación, diagnosis y, en su caso, reformulación, se siguen las pautas de las Secciones 2.3.1 y 2.3.3 para la construcción de los modelos ARIMA y MEG.

2.3.5 Contrastes formales de hipótesis

En esta sección se describen ciertos contrastes formales de hipótesis empleados en esta investigación: contraste de raíces reales (r.r.) de un operador AR(2) estimado con r.i., contraste de no estacionariedad de un operador AR(1) con parámetro positivo, contraste de no invertibilidad de un operador MA_f y contrastes de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista.

2.3.5.1 Hipótesis de raíces reales en un AR(2) estimado con raíces imaginarias

En ocasiones, las raíces de un operador AR(2) estimado resultan imaginarias pero muy próximas a ser reales. Especialmente cuando se duda de si el orden de diferenciación del modelo es suficiente, resulta deseable contrastar la hipótesis de que las raíces del AR(2) son reales para proceder al contraste de no estacionariedad. Si se rechaza la hipótesis de r.r. no procede realizar el contraste de no estacionariedad. Si no se rechaza la hipótesis de r.r., se impone y posteriormente se contrasta no estacionariedad.

En caso de que la función de verosimilitud no sea unimodal es posible que se rechace la hipótesis de r.r. y que, al mismo tiempo, la función de verosimilitud del modelo con r.r. y con una de estas raíces fijada al valor umbral del estadístico SF (véase Sección 2.3.5.2), $\bar{\phi}_1$, sea mayor que la del modelo con r.i., lo que indicaría que no se rechaza la hipótesis de no

estacionariedad. En el caso de un AR(2) con r.i. siempre se comparan estos dos valores de la función de verosimilitud antes de proceder al contraste de r.r., para evitar confusiones en las decisiones del orden de integración. Esta situación de multimodalidad mencionada no se da en ninguno de los casos de esta tesis, por lo que no se comenta nada al respecto en las secciones de análisis correspondientes.

En el contraste de r.r. se emplea un estadístico de Razón de Verosimilitudes (RV).

Las hipótesis nula y alternativa y el estadístico de contraste que se emplean son:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1^2 + 4\phi_2 &\geq 0 \\ H_1 : \phi_1^2 + 4\phi_2 &< 0 \end{aligned} \quad (2.34)$$

$$\text{Estadístico RV} = 2[\ln L(H_1) - \ln L(H_0)] \quad (2.35)$$

donde $\ln L(H_1)$ es el valor del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud del modelo sin restringir (r.i.) y $\ln L(H_0)$ es el valor del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud del modelo restringido (r.r.).

El estadístico de contraste se distribuye bajo la hipótesis nula como una χ_1^2 . Se rechaza la hipótesis nula al nivel de confianza $1 - \alpha$ cuando el valor del estadístico es mayor que el valor tabulado.

2.3.5.2 Hipótesis de no estacionariedad

La no estacionariedad de un factor AR(1) se contrasta con un estadístico de RV generalizadas no condicionadas, propuesto en Shin y Fuller (1998). El contraste se aplica sobre un factor AR(1) presente en un modelo ARMA(p,q), donde el factor ARMA(p-1,q) restante es estrictamente estacionario e invertible y los módulos de parámetros MA(1) no sean altos. Los autores aportan evidencia de que este contraste domina en tamaño y potencia a los contrastes alternativos hoy disponibles para esta hipótesis.

Las hipótesis nula y alternativa, así como el estadístico de contraste, se definen:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1 &= 1 \\ H_1 : \phi_1 &< 1 \end{aligned} \quad (2.36)$$

$$\text{Estadístico SF} = \begin{cases} \ln L(\hat{\phi}_1) - \ln L(\bar{\phi}_1) & \text{si } \hat{\phi}_1 \leq \bar{\phi}_1 \\ 0 & \text{si } \hat{\phi}_1 > \bar{\phi}_1 \end{cases} \quad (2.37)$$

donde $\bar{\phi}_1 = 1 - \frac{4}{n}$, $\ln L(\hat{\phi}_1)$ es el valor del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir, $\ln L(\bar{\phi}_1)$ es el valor del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud en el modelo restringido ($\phi_1 = \bar{\phi}_1$), n es el número de observaciones efectivas en el modelo potencialmente infradiferenciado (bajo H_1) y ϕ_1 es el parámetro del factor AR(1) de mayor valor entre todos los parámetros de factores AR(1) presentes en el modelo.

Se rechaza la hipótesis nula al nivel de confianza $1 - \alpha$, cuando el estadístico SF es mayor que el valor crítico tabulado en Shin y Fuller (1998).

Los autores tabulan valores críticos del estadístico, entre otros casos, para $n = 50$ y $n = 100$. Los valores críticos para $n = 59$ y $n = 60$, empleados en esta investigación, corresponden a una interpolación lineal entre los valores críticos para $n = 50$ y $n = 100$, son iguales entre sí (hasta dos posiciones decimales) y son: 1.06 ($\alpha = .10$), 1.75 ($\alpha = .05$) y 4.41 ($\alpha = .01$).

2.3.5.3 Hipótesis de no invertibilidad

Se contrasta la no invertibilidad de un factor MA_f cuyo parámetro se estima invertible con un contraste de RV generalizadas basado en el propuesto en Davis et al. (1995, 1996).

En el caso de un factor MA(1) con parámetro positivo (MA_0), las hipótesis y el estadístico del contraste se definen:

$$\begin{aligned} H_0 : \theta_1 &= 1 \\ H_1 : \theta_1 &< 1 \end{aligned} \tag{2.38}$$

$$\text{Estadístico DCD} = 2 \left[\ln L(\hat{\theta}_1) - \ln L(\theta_1 = 1) \right] \tag{2.39}$$

con $\ln L(\hat{\theta}_1)$ y $\ln L(\theta_1 = 1)$ los valores del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y restringido respectivamente.

La hipótesis nula se rechaza a un nivel de confianza $1 - \alpha$ cuando el valor del estadístico es mayor que el valor crítico tabulado por los autores. Los valores críticos tabulados para un MA_0 son: 1.00 ($\alpha = .10$), 1.94 ($\alpha = .05$), 2.95 ($\alpha = .025$) y 4.41 ($\alpha = .01$).

En el contraste de no invertibilidad de un factor MA_2 se procede de forma análoga, usando $\ln L(\theta_1 = -1)$ en el término segundo de (2.39), y se emplean los mismos valores críticos.

En el caso de un MA_1 , la distribución del estadístico DCD bajo la hipótesis nula de no invertibilidad no está tabulada. No obstante, dado que Davis et al (1995, 1996) tabulan la distribución del estadístico DCD para un $MA(1)$ ($s = 1$) y un $MA(1)_4$ ($s = 4$), los valores críticos que se emplean para el contraste de no invertibilidad de un MA_1 (idéntico al caso $s = 2$) en esta investigación, corresponden a una interpolación lineal entre los valores críticos tabulados para $s = 1$ y $s = 4$. Los valores críticos así interpolados para el MA_1 son: 1.07 ($\alpha = .10$), 2.02 ($\alpha = .05$), 3.02 ($\alpha = .025$) y 4.52 ($\alpha = .01$).

2.3.5.4 Hipótesis de simplificación de estacionalidad determinista

La estacionalidad determinista en el nivel de una serie trimestral, se expresa en esta tesis:

$$S_t \equiv \alpha_{10} \cos \frac{\pi t}{2} + \beta_{10} \text{sen} \frac{\pi t}{2} + \alpha_{20} (-1)^t \tag{2.40}$$

Alternativamente, se puede expresar:

$$S_t \equiv \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \xi_t^i, \quad \text{con } \xi_t^i \equiv \begin{cases} 1 & \text{trimestre } i \\ 0 & \text{resto} \end{cases} \quad \text{y } \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \equiv 0 \quad (2.41)$$

Los parámetros α_{10} , β_{10} y α_{20} en (2.40) y los parámetros ω_{i0} , $i = 1, \dots, 4$ en (2.41) se relacionan según:

$$\begin{aligned} \omega_{10} &= \beta_{10} - \alpha_{20} \\ \omega_{20} &= -\alpha_{10} + \alpha_{20} \\ \omega_{30} &= -\beta_{10} - \alpha_{20} \\ \omega_{40} &= \alpha_{10} + \alpha_{20} \end{aligned} \quad (2.42)$$

Es posible reducir el número de parámetros necesarios para representar la estacionalidad determinista a partir de contrastes de restricciones sobre dichos parámetros.

En primer lugar, se contrasta si los parámetros α_{10} , β_{10} y α_{20} son significativamente distintos de cero con un contraste t de Student.

Empleando (2.42), se puede contrastar también la hipótesis de que la serie no presenta comportamiento estacional en el trimestre i ($H_0 : \omega_{i0} = 0$) a partir del contraste de restricciones lineales sobre los parámetros α_{10} , β_{10} y α_{20} . Esto es, se contrasta:

$$H_0 : \omega_{10} \equiv \beta_{10} - \alpha_{20} = 0, \quad H_0 : \omega_{20} \equiv -\alpha_{10} + \alpha_{20} = 0, \quad H_0 : \omega_{30} \equiv -\beta_{10} - \alpha_{20} = 0 \quad \text{y}$$

$$H_0 : \omega_{40} \equiv \alpha_{10} + \alpha_{20} = 0. \quad \text{También se emplea un contraste t de Student.}$$

A veces resulta conveniente contrastar restricciones de la estacionalidad determinista en la variación temporal de una serie. Empleando las identidades:

$$(1) \sin(\pi(t-1)/2) \equiv -\cos(\pi t/2), \quad (2) \cos(\pi(t-1)/2) \equiv \sin(\pi t/2) \quad \text{y} \quad (3) (-1)^{t-1} \equiv -(-1)^t:$$

$$\begin{aligned} \nabla S_t &\equiv \nabla \left(\alpha_{10} \cos \frac{\pi t}{2} + \beta_{10} \sin \frac{\pi t}{2} + \alpha_{20} (-1)^t \right) = \\ &\underbrace{(\alpha_{10} + \beta_{10})}_{\alpha_{11}} \cos \frac{\pi t}{2} + \underbrace{(-\alpha_{10} + \beta_{10})}_{\beta_{11}} \sin \frac{\pi t}{2} + \underbrace{2\alpha_{20}}_{\alpha_{21}} (-1)^t \end{aligned} \quad (2.43)$$

Se derivan, por tanto, nuevas restricciones contrastables entre los parámetros

α_{10} , β_{10} y α_{20} . De esta forma, se puede contrastar que los parámetros asociados a $\cos(\pi t/2)$, $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$ en ∇S_t no difieren significativamente de cero. Se contrastan las hipótesis: $H_0 : \alpha_{11} \equiv \alpha_{10} + \beta_{10} = 0$, $H_0 : \beta_{11} \equiv -\alpha_{10} + \beta_{10} = 0$, $H_0 : \alpha_{21} \equiv 2\alpha_{20} = 0$. Nótese que esta última restricción equivale a contrastar $\alpha_{20} = 0$ y, por tanto, sólo en el caso de las dos primeras hipótesis se trata de restricciones distintas a las citadas anteriormente.

Considerando que $\xi_{t-1}^i \equiv \xi_t^{i+1}$ $i = 1, 2, 3$ y $\xi_{t-1}^4 \equiv \xi_t^1$, se tiene:

$$\nabla S_t \equiv \nabla \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \xi_t^i = \underbrace{(\omega_{10} - \omega_{40})}_{\omega_{11}} \xi_t^1 + \underbrace{(\omega_{20} - \omega_{10})}_{\omega_{21}} \xi_t^2 + \underbrace{(\omega_{30} - \omega_{20})}_{\omega_{31}} \xi_t^3 + \underbrace{(\omega_{40} - \omega_{30})}_{\omega_{41}} \xi_t^4 \quad (2.44)$$

A partir de (2.44), es posible contrastar que ∇z_t no presenta estacionalidad determinista en el trimestre i ($H_0 : \omega_{i1} = 0$). Esto es:

$$H_0 : \omega_{11} \equiv \omega_{10} - \omega_{40} = \beta_{11} - \alpha_{21} = -\alpha_{10} + \beta_{10} - 2\alpha_{20} = 0,$$

$$H_0 : \omega_{21} \equiv \omega_{20} - \omega_{10} = -\alpha_{11} + \alpha_{21} = -\alpha_{10} - \beta_{10} + 2\alpha_{20} = 0,$$

$$H_0 : \omega_{31} \equiv \omega_{30} - \omega_{20} = -\beta_{11} - \alpha_{21} = \alpha_{10} - \beta_{10} - 2\alpha_{20} = 0 \text{ y}$$

$$H_0 : \omega_{41} \equiv \omega_{40} - \omega_{30} = \alpha_{11} + \alpha_{21} = \alpha_{10} + \beta_{10} + 2\alpha_{20} = 0.$$

Se derivan también restricciones contrastables para los parámetros de $\nabla^2 S_t$.

Denotando a dichos parámetros como α_{12} , β_{12} , α_{22} , ω_{12} , ω_{22} , ω_{32} y ω_{42} , se obtienen las siguientes restricciones:

$$H_0 : \alpha_{12} \equiv \alpha_{11} + \beta_{11} = 2\beta_{10} = 0,$$

$$H_0 : \beta_{12} \equiv -\alpha_{11} + \beta_{11} = -2\alpha_{10} = 0,$$

$$H_0 : \alpha_{22} \equiv 2\alpha_{21} = 4\alpha_{20} = 0,$$

$$H_0 : \omega_{12} \equiv \omega_{11} - \omega_{41} = -\alpha_{11} + \beta_{11} - 2\alpha_{21} = -2\alpha_{10} - 4\alpha_{20} = 0,$$

$$H_0 : \omega_{22} \equiv \omega_{21} - \omega_{11} = -\alpha_{11} - \beta_{11} + 2\alpha_{21} = -2\beta_{10} + 4\alpha_{20} = 0 ,$$

$$H_0 : \omega_{32} \equiv \omega_{31} - \omega_{21} = \alpha_{11} - \beta_{11} - 2\alpha_{21} = 2\alpha_{10} - 4\alpha_{20} = 0 \text{ y}$$

$$H_0 : \omega_{42} \equiv \omega_{41} - \omega_{31} = \alpha_{11} + \beta_{11} + 2\alpha_{21} = 2\beta_{10} + 4\alpha_{20} = 0 .$$

Sólo en el caso de las cuatro últimas hipótesis se contrastan restricciones no consideradas previamente.

Dado que la estacionalidad determinista trimestral se puede representar con tres parámetros, el analista no puede implantar más que dos restricciones de las derivadas aquí.

2.3.6 Tratamiento de los incidentes anómalos

Los incidentes anómalos en los datos, si se ignoran, pueden distorsionar las herramientas de especificación y/o influir en los parámetros estimados y las inferencias obtenidas de contrastes formales de hipótesis. Por ello, se evalúa la influencia de los mismos sobre la especificación y los parámetros de los modelos construidos, a través de modelos de intervención.

Una vez detectado un incidente anómalo, especificado su forma y estimados los parámetros en un modelo de intervención, la primera tarea es la búsqueda de información extramuestral que lo explique. En la investigación presente se efectúa una búsqueda de información extramuestral en informes publicados por los bancos centrales de cada país, revistas profesionales, informes económicos de organizaciones tales como la OCDE, el FMI y el BCE, así como en libros especializados. Cuando se encuentran explicaciones plausibles de este tipo, que permiten catalogar como contaminación al hecho anómalo, los términos de intervención se incluyen en el modelo sin estudiar su influencia. Esto ocurre en muchos casos en las series del IPC, pero no en todos y no en la mayoría de los casos de tipos de interés.

Los términos de intervención que representan estos incidentes, en general, se dejan en los modelos cuando: (1) se dispone de información extramuestral que los revele como equivalentes a contaminación de los datos, (2) resultan influyentes sobre las decisiones acerca del orden de integración de la serie o sobre los parámetros del modelo o (3) son necesarios para tener en cuenta compatibilidad entre las variables que se relacionan por una identidad. No obstante, en algunos de los análisis presentados en esta tesis, no se mantienen en el modelo determinados incidentes anómalos de los que no se dispone de información extramuestral que los justifique, pero que resultan influyentes sobre el orden de integración de la serie o sobre los parámetros del modelo. En estos casos, en las secciones donde se presentan los análisis correspondientes, se presentan las razones para proceder de esta manera.

Cuando no se dispone de información extramuestral acerca de un incidente anómalo, o cuando su presencia en el modelo no está justificada por compatibilidad entre los términos de intervención de las variables que se relacionan por una identidad, es necesario evaluar la influencia de los términos de intervención correspondientes sobre las decisiones acerca del orden de integración de la serie y sobre los parámetros estimados del modelo.

La influencia de un parámetro de intervención se evalúa sobre un modelo estadísticamente adecuado. Para evaluar su influencia sobre las decisiones acerca del orden de integración de la serie, se estima de nuevo el modelo aparentemente adecuado sin este parámetro de intervención y se contrastan las hipótesis correspondientes acerca del orden de integración. Se considera que el parámetro de intervención es individualmente influyente en la decisión acerca del orden de integración de una serie cuando esta decisión cambia con respecto al modelo con dicho parámetro de intervención incluido. Por otro lado, se emplea la regla práctica de tratar un parámetro de intervención como individualmente influyente sobre

el resto de los parámetros estimados del modelo, cuando, al ser eliminado del modelo, produce cambios superiores (en valor absoluto) a una desviación típica en la estimación de alguno(s) de los parámetros del modelo. Una vez analizada la influencia individual de los parámetros de intervención, se procede a analizar la influencia de pares de parámetros de intervención no influyentes individualmente, luego la de tríos, y así sucesivamente.

Cuando un parámetro de intervención resulta influyente, para decidir si se incluye o no en el modelo, hace falta ponderar dos tipos de error: (1) despreciar la información que proporciona el incidente anómalo acerca del proceso estocástico, cuando dicho incidente no es contaminación y (2) tratar como generado por el proceso estocástico un incidente que es contaminación. En esta tesis se incluyen en los modelos la mayoría de los incidentes anómalos aparentemente influyentes y, por tanto, se pondera mucho el segundo tipo de error.

2.4 Representaciones bivariantes

La Sección 2.4.1 se refiere a las representaciones bivariantes que se emplean en esta investigación y en la Sección.2.4.2 se ofrece una crítica de una de las representaciones bivariantes frecuentemente empleada en la literatura econométrica actual.

2.4.1 Representaciones bivariantes empleadas en esta investigación

Se expone en la Sección 2.4.1.1 la representación bivalente de cointegración CI(1,1) que se emplea en los Capítulos 4 y 6 de esta tesis y en la Sección 2.4.1.2 se describe la representación bivalente en forma v que se emplea en la construcción de los modelos bivariantes de r y p en el Cap. 6.

2.4.1.1 Representación bivalente de cointegración CI(1,1)

Si dos variables z_{1t} y z_{2t} cumplen $z_{1t}, z_{2t} \sim I(1)$, se dice que operan en una relación bivalente CI(1,1) con vector de cointegración $[1, -\alpha]$, si $z_{1t} - \alpha(z_{2t}) \sim I(0)$ para $\alpha \neq 0$. En este caso, entre ambas variables hay un único FNE.

En el Cap. 4 se buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación de los países incluidos en esta investigación, cada una de ellas $I(1)$, según los resultados del Cap. 3. Se comienza con la búsqueda de relaciones de cointegración por pares de tasas de inflación. Está justificado imponer $\alpha = 1$ (véase Sección 4.1), por lo que, en esta tesis, la búsqueda de una relación bivalente $CI(1,1)$ entre dos tasas de inflación se reduce a la construcción de un modelo univariante para el diferencial entre dichas tasas de inflación. Si uno de estos diferenciales resulta estacionario, entonces, las dos tasas de inflación correspondientes operan en una relación bivalente $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1, -1]$.

En el Cap. 6 se realiza un análisis de búsqueda de cointegración bivalente $CI(1,1)$ entre r_t y p_t en los casos del UK y Japón, en los que $r_t \sim I(1)$, y entre ∇r_t y p_t en los casos de la RFA y Suiza, en los que $r_t \sim I(2)$. Aquí se admite la posibilidad de que $\alpha \neq 1$. No se detecta cointegración en ninguno de los países analizados, por lo que no se expone aquí la representación bivalente que se emplearía cuando las variables operan en una relación bivalente $CI(1,1)$.

En el caso de tres variables z_{1t} , z_{2t} y z_{3t} , cada una de ellas $I(1)$, y suponiendo que no hay ninguna relación bivalente $CI(1,1)$, si $z_{1t} - \alpha_1(z_{2t}) - \alpha_2(z_{3t}) \sim I(0)$ con $\alpha_1 \neq 0$ y $\alpha_2 \neq 0$, se dice que las tres variables operan en una relación trivariante $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1, -\alpha_1, -\alpha_2]$. En este caso, hay dos FNE en el conjunto de z_{1t} , z_{2t} y z_{3t} , no tres.

En la Sección 4.2 se realiza un análisis de búsqueda de cointegración trivariante $CI(1,1)$ entre pg , pf y ps . No se admite la posibilidad de que $\alpha_1 + \alpha_2 \neq 1$ (véase Sección 4.2). Por ello, la búsqueda de cointegración trivariante $CI(1,1)$ entre tasas de inflación se reduce a la búsqueda de cointegración bivalente $CI(1,1)$, con vector de cointegración $[1, -\alpha]$, entre

dos diferenciales de tasas de inflación (cada uno de ellos $I(1)$) que incluyen únicamente las tres tasas de inflación anteriores. Para este análisis se escogen dsf y dgs , por las razones indicadas en la Sección 4.2. Se encuentra que estos diferenciales no operan en una relación bivalente $CI(1,1)$, por lo que no se presenta aquí la representación bivalente que se emplearía cuando dichas variables operan en una relación bivalente $CI(1,1)$.

2.4.1.2 Representación bivalente en forma v

En el Cap. 6 se presentan los análisis bivariantes de r_t y p_t del UK, la RFA, Suiza y Japón. Se estudia, principalmente, el carácter de la relación en la que p_t influye en r_t . Esta relación puede interpretarse como la llamada función de reacción del banco central. En los casos del UK y Japón, en los que $p_t \sim I(1)$ y $r_t \sim I(1)$, se analizan también los efectos de r_t sobre p_t . En los casos de la RFA y Suiza, en los que $r_t \sim I(2)$, no es posible que r_t influya en p_t (con ganancia a largo plazo no cero), que sigue un proceso $I(1)$. En estos dos casos se admite la posibilidad de que ∇r_t influya sobre p_t , aunque esta relación es poco interesante económicamente.

Se emplea una hipótesis de identificación exacta, no contrastable pero plausible, de que p_t no recibe influencia contemporánea de r_t .

A continuación se describe la representación bivalente que se emplea en el Cap. 6. Debido al uso de la hipótesis de identificación exacta, el modelo bivalente se puede formular como dos modelos de transferencia de un solo output y un solo input (véase Box et al.(1994), ecuación (10.2.16), p. 392) con ruidos independientes. En esta tesis se hace referencia a este modelo bivalente con la hipótesis de identificación como modelo en forma v .

En la exposición siguiente se omiten los términos deterministas de r_t y p_t aunque, de

hecho, las series que se relacionan son r_t y p_t una vez extraídos sus componentes deterministas correspondientes (r_t' y p_t'). Dado que $ru_t \sim I(1)$, $rj_t \sim I(1)$, $rg_t \sim I(2)$ y $rs_t \sim I(2)$, se distinguen dos casos.

2.4.1.2.1 Casos con $r_t \sim I(1)$

En este caso se sabe al comenzar el análisis bivalente que $r_t \sim I(1)$ y $p_t \sim I(1)$. Se dan dos posibilidades: (1) r_t y p_t se encuentran cointegradas (CI(1,1)) o (2) r_t y p_t no se encuentran cointegradas sino conjuntamente integradas (JI(1)). En el Cap. 6 se investiga la posibilidad de que $(r_t, p_t) \sim CI(1,1)$, pero se llega a la conclusión de que $(r_t, p_t) \sim JI(1)$ en los dos casos tratados. Por ello, se expondrá únicamente este caso.

La forma v consiste en dos modelos de transferencia con ruidos independientes.

$$\begin{aligned} \nabla r_t &= v_{rp}(B)\nabla p_t + N_{rt}^* \\ \nabla p_t &= v_{pr}(B)\nabla r_t + N_{pt}^* \end{aligned} \quad (2.45)$$

Los polinomios $v_{rp}(B)$ y $v_{pr}(B)$ son FLT estables expresadas, en la práctica, en la forma

(s,b,r):

$$\begin{aligned} v_{rp}(B) &= \frac{\omega_{S_{rp}}^{rp}(B)B^{b_{rp}}}{\delta_{r_{rp}}^{rp}(B)} \\ \omega_{S_{rp}}^{rp}(B) &= \omega_0^{rp} - \omega_1^{rp}B - \dots - \omega_{S_{rp}}^{rp}B^{S_{rp}} \\ \delta_{r_{rp}}^{rp}(B) &= 1 - \delta_1^{rp}B - \dots - \delta_{r_{rp}}^{rp}B^{r_{rp}} \end{aligned} \quad (2.46)$$

$$\begin{aligned} v_{pr}(B) &= \frac{\omega_{S_{pr}}^{pr}(B)B^{b_{pr}}}{\delta_{r_{pr}}^{pr}(B)} \\ \omega_{S_{pr}}^{pr}(B) &= \omega_0^{pr} - \omega_1^{pr}B - \dots - \omega_{S_{pr}}^{pr}B^{S_{pr}} \\ \delta_{r_{pr}}^{pr}(B) &= 1 - \delta_1^{pr}B - \dots - \delta_{r_{pr}}^{pr}B^{r_{pr}} \end{aligned} \quad (2.47)$$

Nótese que, por la hipótesis de identificación, $b_{pr} > 0$.

Los ruidos N_{rt}^* y N_{pt}^* siguen procesos ARMA(p,q) independientes, cada uno de ellos estacionario e invertible (véase Sección 2.2.1.3.1):

$$\phi_{p_r}^{r*}(\mathbf{B})N_{rt}^* = \theta_{q_r}^{r*}(\mathbf{B})a_{rt}^* \quad (2.48)$$

$$\phi_{p_p}^{p*}(\mathbf{B})N_{pt}^* = \theta_{q_p}^{p*}(\mathbf{B})a_{pt}^* \quad (2.49)$$

Obsérvese que el sistema (2.45) puede expresarse igualmente como dos modelos de transferencia en los niveles de las variables, en cuyo caso, los ruidos independientes siguen procesos I(1). La primera ecuación de (2.45) describe los efectos de la tasa de inflación sobre el tipo de interés, es decir, describe el comportamiento del banco central, reaccionando a la tasa de inflación. La segunda ecuación considera la posibilidad de realimentación, que se interpreta como comportamiento del resto de la economía.

El sistema (2.45) puede, con la notación introducida, escribirse:

$$\begin{aligned} \nabla r_t &= \frac{\omega_{s_{rp}}^{rp}(\mathbf{B})\mathbf{B}^{b_{rp}}}{\delta_{r_{rp}}^{rp}(\mathbf{B})} \nabla p_t + \frac{\theta_{q_r}^{r*}(\mathbf{B})}{\phi_{p_r}^{r*}(\mathbf{B})} a_{rt}^* \\ \nabla p_t &= \frac{\omega_{s_{pr}}^{pr}(\mathbf{B})\mathbf{B}^{b_{pr}}}{\delta_{r_{pr}}^{pr}(\mathbf{B})} \nabla r_t + \frac{\theta_{q_p}^{p*}(\mathbf{B})}{\phi_{p_p}^{p*}(\mathbf{B})} a_{pt}^* \end{aligned} \quad (2.50)$$

y en forma matricial:

$$\begin{aligned} &\begin{bmatrix} \delta_{r_{rp}}^{rp}(\mathbf{B})\phi_{p_r}^{r*}(\mathbf{B}) & -\omega_{s_{rp}}^{rp}(\mathbf{B})\mathbf{B}^{b_{rp}}\phi_{p_r}^{r*}(\mathbf{B}) \\ -\omega_{s_{pr}}^{pr}(\mathbf{B})\mathbf{B}^{b_{pr}}\phi_{p_p}^{p*}(\mathbf{B}) & \delta_{r_{pr}}^{pr}(\mathbf{B})\phi_{p_p}^{p*}(\mathbf{B}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla r_t \\ \nabla p_t \end{bmatrix} = \\ &= \begin{bmatrix} \delta_{r_{rp}}^{rp}(\mathbf{B})\theta_{q_r}^{r*}(\mathbf{B}) & 0 \\ 0 & \delta_{r_{pr}}^{pr}(\mathbf{B})\theta_{q_p}^{p*}(\mathbf{B}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.51)$$

donde:

$$\mathbf{a}_t^* \equiv \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix}, \text{ con } E[\mathbf{a}_t^*] = \mathbf{0} \quad \forall t \text{ y } E[\mathbf{a}_t^* \mathbf{a}_\tau^{*T}] = \begin{cases} \boldsymbol{\Sigma}^* \text{ diagonal sdp} & t = \tau \\ \mathbf{0} & t \neq \tau \end{cases} \quad (2.52)$$

El modelo (2.51) es un modelo ARMA bivalente, estacionario e invertible, pero especial, con restricciones en la estructura de las matrices AR, MA y Σ^* . Esta parametrización es alternativa, pero equivalente, a la del modelo ARMA bivalente, estacionario e invertible de $(\nabla r_t, \nabla p_t)$, sin tales restricciones, y normalizado en la forma que se describe en las ecuaciones (2.55) y (2.58), que existe, puesto que $(r_t, p_t) \sim \text{JI}(1)$.

Este último modelo ARMA bivalente de $(\nabla r_t, \nabla p_t)$ se escribe:

$$\Phi_p(B) \begin{bmatrix} \nabla r_t \\ \nabla p_t \end{bmatrix} = \Theta_q(B) \begin{bmatrix} a_{rt} \\ a_{pt} \end{bmatrix} \quad (2.53)$$

con $\Phi_p(B)$ y $\Theta_q(B)$ matrices de polinomios con coeficientes constantes en el operador B, cada uno de orden finito (entero no-negativo) p y q respectivamente:

$$\begin{aligned} \Phi_p(B) &= \Phi_0 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p \\ \Theta_q(B) &= \Theta_0 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_q B^q \end{aligned} \quad (2.54)$$

con:

$$\Phi_0 = \Theta_0 = \mathbf{I}_2 \text{ (normalización)} \quad (2.55)$$

donde \mathbf{I}_2 es la matriz identidad de tamaño dos, y donde se verifican las condiciones:

$$|\Phi_p(B)| = 0 \Rightarrow |B| > 1 \text{ (estacionario)} \quad (2.56)$$

$$|\Theta_q(B)| = 0 \Rightarrow |B| > 1 \text{ (invertible)}, \quad (2.57)$$

no se admiten matrices de operadores, factores comunes a la izquierda, en $\Phi_p(B)$ y $\Theta_q(B)$ y

donde,

$$\mathbf{a}_t \equiv \begin{bmatrix} a_{rt} \\ a_{pt} \end{bmatrix}, \text{ con } E[\mathbf{a}_t] = \mathbf{0} \quad \forall t \text{ y } E[\mathbf{a}_t \mathbf{a}_\tau^T] = \begin{cases} \Sigma & \text{sdp } t = \tau \\ \mathbf{0} & t \neq \tau \end{cases} \quad (2.58)$$

Cuando se impone la hipótesis de identificación (p_t no recibe influencia

contemporánea de r_t) se tiene:

$$\begin{bmatrix} a_{rt} \\ a_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix} \quad (2.59)$$

donde $\mathbf{a}_t^* \equiv \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix}$ se define en (2.52). Nótese que:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \Sigma^* \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \alpha & 1 \end{bmatrix} \quad (2.60)$$

Con $\Pi(\mathbf{B}) \equiv \begin{bmatrix} \Pi_{rr}(\mathbf{B}) & \Pi_{rp}(\mathbf{B}) \\ \Pi_{pr}(\mathbf{B}) & \Pi_{pp}(\mathbf{B}) \end{bmatrix} = \Theta_q^{-1}(\mathbf{B}) \Phi_p(\mathbf{B})$ y premultiplicando (2.53) por $\Theta_q^{-1}(\mathbf{B})$

y por la matriz inversa de $\begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$, se tiene:

$$\begin{bmatrix} \Pi_{rr}(\mathbf{B}) - \alpha \Pi_{pr}(\mathbf{B}) & \Pi_{rp}(\mathbf{B}) - \alpha \Pi_{pp}(\mathbf{B}) \\ \Pi_{pr}(\mathbf{B}) & \Pi_{pp}(\mathbf{B}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla r_t \\ \nabla p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix} \quad (2.61)$$

Se pueden interpretar los elementos del sistema (2.45) - (2.52) en términos de (2.61):

$$\begin{aligned} v_{rp}(\mathbf{B}) &= \frac{\alpha \Pi_{pp}(\mathbf{B}) - \Pi_{rp}(\mathbf{B})}{\Pi_{rr}(\mathbf{B}) - \alpha \Pi_{pr}(\mathbf{B})}, & [\Pi_{rr}(\mathbf{B}) - \alpha \Pi_{pr}(\mathbf{B})] N_{rt}^* &= a_{rt}^* \\ v_{pr}(\mathbf{B}) &= -\frac{\Pi_{pr}(\mathbf{B})}{\Pi_{pp}(\mathbf{B})}, & \Pi_{pp}(\mathbf{B}) N_{pt}^* &= a_{pt}^* \end{aligned} \quad (2.62)$$

La estacionariedad de N_{rt}^* y N_{pt}^* requiere:

$$\begin{aligned} \Pi_{rr}(\mathbf{B}) - \alpha \Pi_{pr}(\mathbf{B}) = 0 &\Rightarrow |\mathbf{B}| > 1 \\ \Pi_{pp}(\mathbf{B}) = 0 &\Rightarrow |\mathbf{B}| > 1 \end{aligned} \quad (2.63)$$

Dado (2.62), es obvio que existe una relación biunívoca entre la forma v , (2.45) - (2.52), y el modelo (2.53) - (2.61). El modelo ARMA bivalente (2.53) - (2.58) tiene la propiedad de que está exactamente identificado con la estructura de correlación lineal observable en los datos. Cuando, en este modelo, se impone la hipótesis de identificación, se

tiene (2.61), cuya parametrización es diferente, pero equivalente, a la del modelo

(2.45) - (2.52). Esto permite concluir que el modelo (2.45) - (2.52) también representa de forma biunívoca la estructura de correlación lineal observable en los datos.

2.4.1.2.2 Casos con $r_t \sim I(2)$

Este caso, aunque muy semejante al anterior, es diferente, ya que, si $r_t \sim I(2)$ y $p_t \sim I(1)$, r_t no puede influir sobre p_t con ganancia a largo plazo no cero. Por ello, en este caso, el sistema análogo a (2.45) se especifica:

$$\begin{aligned} \nabla^2 r_t &= v_{rp}(B) \nabla^2 p_t + N_{rt}^* \\ \nabla p_t &= v_{pr}(B) \nabla^2 r_t + N_{pt}^* \end{aligned} \quad (2.64)$$

donde $v_{rp}(B)$, $v_{pr}(B)$, N_{rt}^* y N_{pt}^* se definen como en (2.46), (2.47), (2.48) y (2.49)

respectivamente. La expresión matricial del sistema (2.64) es:

$$\begin{aligned} &\begin{bmatrix} \delta_{rp}^{rp}(B) \phi_{pr}^{r*}(B) & -\omega_{sp}^{rp}(B) B^{b_p} \phi_{pr}^{r*}(B) \nabla \\ -\omega_{s_{pr}}^{pr}(B) B^{b_{pr}} \phi_{pp}^{p*}(B) & \delta_{rp}^{pr}(B) \phi_{pp}^{p*}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla^2 r_t \\ \nabla p_t \end{bmatrix} = \\ &= \begin{bmatrix} \delta_{rp}^{rp}(B) \theta_{qr}^{r*}(B) & 0 \\ 0 & \delta_{rp}^{pr}(B) \theta_{qp}^{p*}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{rt}^* \\ a_{pt}^* \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.65)$$

Dado que $(\nabla r_t, p_t)$ son $JI(1)$, también en este caso existe un modelo ARMA bivalente, estacionario e invertible para $(\nabla^2 r_t, \nabla p_t)$. El resto del discurso empleado en el caso $r_t \sim I(1)$ se aplica también aquí, excepto que, en este caso, el vector de variables estacionarias es $(\nabla^2 r_t, \nabla p_t)$.

2.4.2 Crítica a una representación bivalente frecuentemente empleada en la literatura econométrica

En esta sección se describen los fallos de especificación que se derivan del empleo de

algunas formas de modelo dinámico uniecuacional, muy frecuentes en la literatura econométrica. Se considera un modelo con sólo dos variables, Y y X , aunque la exposición se puede extender para el caso de más variables. Se supone, típicamente erróneamente, que $Y, X \sim I(0)$ y que X influye en Y sin realimentación. En muchos trabajos publicados se emplea una especificación de regresión que tiene como regresores valores contemporáneos y retardados de X y valores retardados de Y y se supone un error estocástico ruido blanco:

$$Y_t = \sum_{i=1}^r \delta_i Y_{t-i} + \omega_0 X_t - \sum_{i=1}^s \omega_i X_{t-i} + a_t \quad (2.66)$$

a_t iid $N(0, \sigma_a^2)$. Para simplificar la exposición se considera que el tiempo muerto es cero, pero esto no afecta a las conclusiones. El modelo (2.66) puede escribirse:

$$\underbrace{\left(1 - \sum_{i=1}^r \delta_i B^i\right)}_{\delta_r(B)} Y_t = \underbrace{\left(\omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i B^i\right)}_{\omega_s(B)} X_t + a_t \quad (2.67)$$

o equivalentemente:

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} X_t + N_t \quad (2.68)$$

con $\delta_r(B)N_t \equiv a_t$. El modelo (2.68) es un modelo de transferencia de un solo output, Y , y un solo input, X , pero con restricciones de especificación arbitrarias y poco prudentes. En primer lugar, los operadores AR en la relación y en el ruido N_t se obligan a ser iguales. En segundo lugar, ya que la relación se supone estable ($\delta_r(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$), esto implica que el ruido es estacionario. En tercer lugar, no se admite estructura MA en el ruido. Si el supuesto de que $X, Y \sim I(0)$ es falso y, de hecho, $X, Y \sim I(1)$, entonces la imposición de estacionariedad del ruido especifica cointegración, incluso cuando no la hay. Cuando

$X, Y \sim I(1)$, el factor del AR(1) de parámetro positivo mayor en N_t se acerca a la unidad (sin poder llegar), lo que indica erróneamente una respuesta muy lenta de Y frente a X . El ruido se destina a captar los efectos en Y de todas las variables omitidas, muchas probablemente no estacionarias. Por eso, no es prudente obligar a los ruidos a ser estacionarios.

Además, cuando se emplean modelos de esta forma en la literatura, se impone también la hipótesis de identificación no contrastable de que X no recibe influencias contemporáneas de Y , casi siempre sin justificación, y se imponen, sin contrastar, las hipótesis de sobreidentificación contrastables de que X no recibe influencias retardadas de Y .

2.5 Construcción de modelos bivariantes con datos

En esta sección se presentan los métodos de construcción de modelos bivariantes con datos que se emplean en esta tesis. En la Sección 2.5.1 se describen los métodos de búsqueda de cointegración bivalente CI(1,1) que se emplean en los Capítulos 4 y 6. La Sección 2.5.2 se refiere a los métodos que se emplean en el Cap. 6 en la construcción de los modelos bivariantes en forma v con datos.

2.5.1 Búsqueda de relaciones bivariantes CI(1,1)

En la Sección 4.1 se buscan relaciones de cointegración entre tasas de inflación por pares de países. Para ello se construyen modelos univariantes para los diferenciales de tasas de inflación y se estudia la estacionariedad o no de dichos diferenciales. Los métodos empleados en esta tesis en la construcción de dichos modelos se describen con detalle en la Sección 2.3.4.

En la Sección 4.2 se emplea un procedimiento de búsqueda de cointegración bivalente CI(1,1) entre dsf y dgs , es decir, se busca una relación $(dsf) - \alpha(dgs) \sim I(0)$ para algún valor $\alpha \neq 0$, y esto requiere la estimación del parámetro α . Para ello, en esta tesis se

emplea el primer paso del procedimiento de búsqueda de cointegración en dos pasos propuesto por Engle y Granger (1987). Es decir, se estima una regresión estática por MCO con dsf como variable dependiente y dgs como variable independiente. Se incluye también una constante.

Una vez estimada la regresión estática anterior, se realiza un análisis univariante de los residuos de dicha regresión estática. En esta tesis se emplean los métodos de construcción de modelos univariantes con datos descritos en secciones anteriores, para evaluar si estos residuos siguen un proceso estacionario o no.

El método de búsqueda de cointegración bivalente $CI(1,1)$ con coeficiente α desconocido, descrito en los párrafos anteriores, se emplea también en el Cap. 6 en la búsqueda de una relación bivalente $CI(1,1)$ entre r_t y p_t en los casos del UK y Japón, en los que $r_t \sim I(1)$, y entre ∇r_t y p_t en los casos de la RFA y Suiza, en los que $r_t \sim I(2)$. Se estima una regresión estática con variable dependiente r_t ó ∇r_t , según corresponda, y con variable independiente p_t .

2.5.2 Construcción de modelos bivariantes en forma v con datos

Se comienza el análisis buscando cointegración $CI(1,1)$ entre r_t y p_t en los casos de $r_t \sim I(1)$, el UK y Japón, y entre ∇r_t y p_t en los casos de $r_t \sim I(2)$, RFA y Suiza. Se emplea el procedimiento descrito en la sección anterior. No se encuentra cointegración en ningún caso, por lo que se procede a la construcción de un modelo $JI(1)$.

Para iniciar la elaboración de un modelo $JI(1)$ se procede a la estimación conjunta, por el criterio de MVENC, de los modelos univariantes de r y p , permitiendo correlación contemporánea de residuos:

$$\begin{bmatrix} \phi_{p_r}^r(B) & 0 \\ 0 & \phi_{p_p}^p(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla^{d_r} r_t' \\ \nabla p_t' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{q_r}^r(B) & 0 \\ 0 & \theta_{q_p}^p(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{rt} \\ a_{pt} \end{bmatrix} \quad (2.69)$$

donde r_t' y p_t' son las series de r_t y p_t una vez extraídos los términos deterministas, $\phi_{p_r}^r(B)$ y $\theta_{q_r}^r(B)$ son los operadores AR y MA respectivamente del modelo univariante de r_t , $\phi_{p_p}^p(B)$ y $\theta_{q_p}^p(B)$ son los operadores AR y MA respectivamente del modelo univariante de p_t , d_r es

el número de diferencias del modelo univariante de r_t y donde $\mathbf{a}_t \equiv \begin{bmatrix} a_{rt} \\ a_{pt} \end{bmatrix}$ se define como en

(2.58). En la estimación de éste y el resto de modelos bivariantes que se presentan en la tesis se emplea el programa drv de Mauricio.

Este modelo bivariante, diagonal en dinámica, se emplea como regla de medida para evaluar la calidad de los modelos en forma v que se van obteniendo a lo largo del proceso. A diferencia de los modelos en forma v , en el modelo (2.69) la matriz Σ no es diagonal, por lo que los instrumentos de diagnóstico de ambas clases de modelos no son directamente comparables. Por ello, se ortogonalizan los residuos de los modelos del tipo (2.69), utilizando la hipótesis de identificación. Se emplea el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{bmatrix} \widehat{a_{rt}^*} \\ \widehat{a_{pt}^*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\hat{\alpha} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widehat{a_{rt}} \\ \widehat{a_{pt}} \end{bmatrix} \quad (2.70)$$

donde $(\widehat{a_{rt}^*}, \widehat{a_{pt}^*})^T$ son los residuos ortogonales, $(\widehat{a_{rt}}, \widehat{a_{pt}})^T$ son los residuos originales del modelo (2.69) y $\hat{\alpha}$ es el estimador MCO del coeficiente de la regresión estática entre $\widehat{a_{rt}}$ (variable dependiente) y $\widehat{a_{pt}}$ (variable independiente). Los residuos correspondientes a los modelos del tipo (2.69) que se presentan en el Apéndice 6.2 son los ortogonales.

El siguiente paso es especificar un modelo en forma v empleando una estructura

puramente MA para las dos FLT. En concreto, como primer paso se especifica $s_{rp} = 1$, $r_{rp} = 0$, $b_{rp} = 0$, $s_{pr} = 0$, $r_{pr} = 0$ y $b_{pr} = 1$ y se emplea la forma ARMA de los modelos univariantes de r_t y p_t como modelos para N_{rt}^* y N_{pt}^* respectivamente. En adelante, a este modelo se le llamará modelo inicial en forma v .

Una vez estimado el modelo anterior, se evalúa si las relaciones están adecuadamente representadas. Para ello se emplea la *ccf* muestral de los residuos. Se considera que las relaciones no están representadas adecuadamente cuando la *ccf* muestra evidencia de que falta estructura por incorporar. Si esto ocurre, se añade un parámetro adicional a cada uno de $\omega_{s_{rp}}^{TP}(B)$ y $\omega_{s_{pr}}^{PR}(B)$. Se estima el modelo y se examina la *ccf* residual en busca de estructura adicional. Este proceso se repite hasta que no se aprecie evidencia de estructura adicional en la *ccf*. Además, como operación de sobreajuste de las dos FLT de relación, se sigue añadiendo parámetros de la misma forma. Este proceso finaliza cuando ninguno de los dos parámetros resulte significativamente distinto de cero, cuando el modelo presente evidencias de una gran sobreparametrización, o cuando no se obtenga una respuesta monótona de r frente a p . Las formas de los modelos univariantes de N_{rt}^* y de N_{pt}^* permanecen inalterados durante el proceso de especificación de las relaciones.

Se observa que, en la mayoría de los casos, la respuesta de r_t frente a p_t es muy lenta y que los valores estimados de los últimos coeficientes de $\omega_{s_{rp}}^{TP}(B)$ van disminuyendo, por lo que se ensaya el empleo de un AR(1) en $v_{rp}(B)$ a la vez que se reduce s_{rp} . Muchos de los parámetros estimados de $\omega_{s_{pr}}^{PR}(B)$ en este paso no resultan significativamente distintos de cero, por lo que, en la práctica, se simplifica esta relación.

Una vez que la modelización de las relaciones parezca adecuada, se procede a la

diagnosis de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* . Para ello se emplean los instrumentos de diagnosis univariante descritos en la Sección 2.3.1.

Se consulta el estadístico multivariante portmanteau (P) de Hoskings (1980), a la vez que se examina la *ccf*. Bajo la hipótesis nula de que $a^{*T} = (a_{rt}^*, a_{pt}^*)$ siga un proceso de ruido blanco gaussiano de dos procesos independientes, el estadístico P sigue una distribución χ^2 de $4(K-p-q)$ grados de libertad, donde K es el número máximo de retardos de la *ccf* bidireccional, p es el orden de la matriz AR y q es el orden de la matriz MA. El estadístico P indica mala especificación del modelo multivariante cuando su valor es mayor que la media de la $\chi^2_{4(K-p-q)}$. Este estadístico, al igual que la *ccf* muestral, no ha resultado muy útil en los análisis del Cap. 6.

Una vez que se obtiene un modelo estadísticamente adecuado, eficientemente estimado y escuetamente parametrizado, se contrasta la hipótesis $g > 1$ en la primera ecuación con un contraste t de Student.

La posibilidad de cointegración entre r y p se evalúa de nuevo, en los casos del UK y Japón, añadiendo un operador MA(1) de sobreajuste al modelo univariante de N_{rt}^* . Un resultado de no invertibilidad de este operador indicaría que r y p están cointegrados. En ninguno de los dos casos se ha detectado cointegración. Por otro lado, en los casos de la RFA y Suiza, en los que $r_t \sim I(2)$, se añade también un operador MA(1) de sobreajuste al modelo univariante de N_{rt}^* . En ambos casos se obtiene que el parámetro no resulta significativamente distinto de cero.

Como en los análisis univariantes, aquí se analiza también la robustez del modelo frente a determinados incidentes anómalos presentes en las series. En general, se siguen las

mismas pautas descritas en la Sección 2.3.6, aunque no se analiza la influencia de aquellos términos de intervención que proceden de los modelos univariantes de r y p , porque ya resultaron influyentes en el análisis univariante y se mantienen en los modelos.

Apéndice 2: Fórmulas Empleadas

Sea la serie temporal z_t , $t = 1, \dots, N$

Media muestral

$$\bar{z} \equiv \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z_t \quad (\text{A.1})$$

Desviación típica muestral

$$\hat{\sigma}_z \equiv \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2} \quad (\text{A.2})$$

Desviación típica de la media muestral

$$\hat{\sigma}_{\bar{z}} \equiv \frac{\hat{\sigma}_z}{\sqrt{N}} \quad (\text{A.3})$$

acf muestral

$$r_k \equiv \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2} \quad k = 1, 2, \dots, K. \quad (\text{A.4})$$

pacf muestral

El retardo k de la *pacf* muestral es el coeficiente de regresión estimado de z_{t-k} cuando z_t es regresada sobre un término constante, z_{t-1}, \dots, z_{t-k} , $k > 1$. El valor en el primer retardo de la *pacf* muestral coincide exactamente con r_1 . El método de estimación de los valores siguientes de la *pacf* es el de MCO. Así, el coeficiente del retardo k de la *pacf* es el último elemento del vector $\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}$. El símbolo \mathbf{X} representa una matriz $(N-k) \times (k+1)$ y

tiene por columnas los vectores $\mathbf{1}_{N-k}$, \mathbf{z}_{t-1} , \mathbf{z}_{t-2} , ..., \mathbf{z}_{t-k} , donde $\mathbf{1}_{N-k}$ es un vector unitario de dimensión $(N-k)$, $\mathbf{z}_{t-1}' = (z_k, z_{k+1}, \dots, z_{N-1})$, $\mathbf{z}_{t-2}' = (z_{k-1}, z_k, \dots, z_{N-2})$, ..., $\mathbf{z}_{t-k}' = (z_1, z_2, \dots, z_{N-k})$ e \mathbf{y} es un vector formado por las $N-k$ últimas observaciones de z_t . La matriz $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ se calcula utilizando la descomposición de Cholesky. Véase Press et al.(1992) pp. 96 - 98.

Estadístico Q de Ljung-Box

$$Q \equiv N(N+2) \sum_{j=1}^K \frac{r_j^2}{N-j} \quad (\text{A.5})$$

Bajo la hipótesis nula de que los residuos del modelo son una muestra de un proceso ruido blanco, $Q \sim \chi_{K-p-q}^2$, donde K es el número de retardos de la *acf*, p es el orden del operador AR y q el orden del operador MA.

Período y factor de amortiguamiento de un operador AR(2) con raíces imaginarias

Sea el operador $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)$ con $\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$, para que tenga raíces imaginarias.

En este caso, se define el factor de amortiguamiento, fa , como:

$$fa \equiv \sqrt{-\phi_2} \quad (\text{A.6})$$

El período, per , se define:

$$per \equiv \frac{2\pi}{\arcsin\left(\frac{\phi_1}{2\sqrt{-\phi_2}}\right)} \quad (\text{A.7})$$

donde $\arcsin(\cdot)$ es el arcoseno. Se obtienen estimaciones eficientes del fa y del per , \widehat{fa} y \widehat{per} respectivamente, sustituyendo ϕ_1 y ϕ_2 por sus valores estimados por MVENC.

Para el cálculo de la desviación estándar del fa , estimada y aproximada, $\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$, se emplea un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de fa :

$$fa \approx \widehat{fa} - \frac{(-\hat{\phi}_2)^{-1/2}}{2} (\phi_2 - \hat{\phi}_2) \quad (\text{A.8})$$

En este caso:

$$V(fa) \approx \frac{1}{-4\hat{\phi}_2} V(\phi_2) \quad (\text{A.9})$$

La varianza de fa , aproximada y estimada, $\widehat{V}(\widehat{fa})$, se obtiene sustituyendo en (A.9), $V(\phi_2)$ por su valor estimado por MVENC. Por tanto:

$$\hat{\sigma}_{\widehat{fa}} = \sqrt{\widehat{V}(\widehat{fa})} \quad (\text{A.10})$$

Para el cálculo de la desviación estándar del per , estimada y aproximada, $\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$, se emplea un desarrollo en serie de Taylor de primer orden del per :

$$per \approx \widehat{per} + \frac{\pi}{\arcsin(\hat{c})^2 \sqrt{-\hat{\phi}_2} (1 - \hat{c}^2)} (\phi_1 - \hat{\phi}_1) + \frac{\pi \hat{\phi}_1}{2 \arcsin(\hat{c})^2 \sqrt{-\hat{\phi}_2}^3 (1 - \hat{c}^2)} (\phi_2 - \hat{\phi}_2) \quad (\text{A.11})$$

donde $\hat{c} = \hat{\phi}_1 / 2\sqrt{-\hat{\phi}_2}$. En este caso, la varianza aproximada del per :

$$V(per) \approx \frac{\pi^2}{\arcsin(\hat{c})^4 (-\hat{\phi}_2) (1 - \hat{c}^2)} V(\phi_1) + \frac{\pi^2 (\hat{\phi}_1)^2}{4 \arcsin(\hat{c})^4 (-\hat{\phi}_2)^3 (1 - \hat{c}^2)} V(\phi_2) + \frac{\pi^2 \hat{\phi}_1}{\arcsin(\hat{c})^4 (-\hat{\phi}_2)^2 (1 - \hat{c}^2)} C(\phi_1, \phi_2) \quad (\text{A.12})$$

donde $C(\cdot, \cdot)$ denota el operador covarianza.

La varianza del per , aproximada y estimada, $\widehat{V}(\widehat{per})$, se obtiene sustituyendo en (A.12), $V(\phi_1)$, $V(\phi_2)$ y $C(\phi_1, \phi_2)$ por sus valores estimados por MVENC. En este caso:

$$\hat{\sigma}_{\widehat{per}} = \sqrt{\widehat{V}(\widehat{per})} \quad (\text{A.13})$$

ccf

Sean las series temporales z_{it} , $t = 1, \dots, N$ y z_{jt} , $t = 1, \dots, N$. Las correlaciones cruzadas muestrales ($r_{ij}(k)$) se calculan según la expresión $r_{ij}(k) = c_{ij}(k)/s_i s_j$, donde k es el índice del orden del retardo.

$$c_{ij}(k) = \begin{cases} N^{-1} \sum_{t=1}^{N-k} (z_{it+k} - \bar{z}_i)(z_{jt} - \bar{z}_j) & k \geq 0 \text{ (j influyendo en i)} \\ N^{-1} \sum_{t=1}^{N+k} (z_{it} - \bar{z}_i)(z_{jt-k} - \bar{z}_j) & k \leq 0 \text{ (i influyendo en j)} \end{cases} \quad (\text{A.14})$$

$$s_i = \sqrt{c_{ii}(0)}$$

Estadístico multivariante portmanteau (P) de Hosking (1980)

Sea a_{it} , $t = 1, \dots, N$ una serie de residuos restada su media muestral y $\mathbf{a}_t^T = (a_{it}, a_{jt})$.

$$P \equiv N \sum_{k=1}^K \text{tr}(\mathbf{B}_k^T \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{B}_k \mathbf{B}_0^{-1}), \text{ donde } \mathbf{B}_k = N^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{t=k+1}^N a_{it} a_{it-k} & \sum_{t=k+1}^N a_{it} a_{jt-k} \\ \sum_{t=k+1}^N a_{jt} a_{it-k} & \sum_{t=k+1}^N a_{jt} a_{jt-k} \end{bmatrix} \quad (\text{A.15})$$

El símbolo $\text{tr}(\cdot)$ representa la traza. Bajo la hipótesis nula de que \mathbf{a}_t es una muestra de un proceso ruido blanco multivariante, $P \sim \chi_{m^2(K-p-q)}^2$, donde m es el número de series para las que se calcula el estadístico P (en este caso 2), K es el número máximo de retardos de la *ccf* bidireccional, p es el orden de la matriz AR y q es el orden de la matriz MA.

Coefficiente de correlación contemporánea

El coeficiente de correlación contemporánea, ρ_0 , se define:

$$\rho_0 \equiv \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_1^2} \sqrt{\sigma_2^2}} \quad (\text{A.16})$$

donde σ_1^2 , σ_2^2 y σ_{12} , son los elementos en las posiciones (1,1), (2,2) y (2,1) respectivamente de la matriz Σ en (2.58). Se obtiene una estimación eficiente de ρ_0 sustituyendo en (A.16)

σ_1^2 , σ_2^2 y σ_{12} por sus valores estimados por MVENC. Para el cálculo de la desviación estándar de ρ_0 , aproximada y estimada, $\hat{\sigma}_{\rho_0}$, se emplea un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de ρ_0 :

$$\rho_0 \approx \hat{\rho}_0 + \frac{1}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2} \sqrt{\hat{\sigma}_2^2}} (\sigma_{12} - \hat{\sigma}_{12}) - \frac{\hat{\sigma}_{12}}{2\hat{\sigma}_1^2 \sqrt{\hat{\sigma}_1^2} \sqrt{\hat{\sigma}_2^2}} (\sigma_1^2 - \hat{\sigma}_1^2) - \frac{\hat{\sigma}_{12}}{2\hat{\sigma}_2^2 \sqrt{\hat{\sigma}_1^2} \sqrt{\hat{\sigma}_2^2}} (\sigma_2^2 - \hat{\sigma}_2^2) \quad (\text{A.17})$$

En este caso, la varianza aproximada de ρ_0 :

$$\begin{aligned} V(\rho_0) \approx & \frac{1}{\hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_2^2} V(\sigma_{12}) + \frac{\hat{\sigma}_{12}^2}{4(\hat{\sigma}_1^2)^3 \hat{\sigma}_2^2} V(\sigma_1^2) + \frac{\hat{\sigma}_{12}^2}{4(\hat{\sigma}_2^2)^3 \hat{\sigma}_1^2} V(\sigma_2^2) - \frac{\hat{\sigma}_{12}}{(\hat{\sigma}_1^2)^2 \hat{\sigma}_2^2} C(\sigma_{12}, \sigma_1^2) \\ & - \frac{\hat{\sigma}_{12}}{(\hat{\sigma}_2^2)^2 \hat{\sigma}_1^2} C(\sigma_{12}, \sigma_2^2) + \frac{\hat{\sigma}_{12}^2}{2(\hat{\sigma}_1^2)^2 (\hat{\sigma}_2^2)^2} C(\sigma_1^2, \sigma_2^2) \end{aligned} \quad (\text{A.18})$$

La varianza de ρ_0 , aproximada y estimada, $\hat{V}(\hat{\rho}_0)$, se obtiene sustituyendo $V(\sigma_{12})$, $V(\sigma_1^2)$, $V(\sigma_2^2)$, $C(\sigma_{12}, \sigma_1^2)$, $C(\sigma_{12}, \sigma_2^2)$ y $C(\sigma_1^2, \sigma_2^2)$ por sus valores estimados por MVENC. La desviación estándar de ρ_0 , aproximada y estimada, $\hat{\sigma}_{\rho_0}$, se obtiene:

$$\hat{\sigma}_{\rho_0} = \sqrt{\hat{V}(\hat{\rho}_0)} \quad (\text{A.19})$$

Ganancia a largo plazo

La ganancia a largo plazo, g , se define como en (2.7). Empleando la aproximación (2.10) de $v(B)$, se tiene:

$$g = \frac{\omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i}{1 - \sum_{i=1}^r \delta_i} \quad (\text{A.20})$$

Una estimación de g , \hat{g} , se obtiene sustituyendo en (A.20) $\{\omega_i, i = 0, \dots, s\}$ y $\{\delta_j, j = 1, \dots, r\}$ por sus valores estimados por MVENC.

Empleando un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de g , definida según la ecuación (A.20), y definiendo $\hat{\omega}(1) \equiv \hat{\omega}_0 - \sum_{i=1}^s \hat{\omega}_i$ y $\hat{\delta}(1) \equiv 1 - \sum_{i=1}^r \hat{\delta}_i$, se puede calcular la desviación típica de \hat{g} , aproximada y estimada, $\hat{\sigma}_{\hat{g}}$:

$$g \approx \hat{g} + \frac{1}{\hat{\delta}(1)} (\omega_0 - \hat{\omega}_0) - \sum_{i=1}^s \frac{1}{\hat{\delta}(1)} (\omega_i - \hat{\omega}_i) + \sum_{i=1}^r \frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} (\delta_i - \hat{\delta}_i) \quad (\text{A.21})$$

En este caso, se tiene:

$$\begin{aligned} V(g) \approx & \sum_{i=0}^s \frac{1}{\hat{\delta}(1)^2} V(\omega_i) + \sum_{i=1}^r \left(\frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} \right)^2 V(\delta_i) - 2 \sum_{i=1}^s \left(\frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_0, \omega_i) \\ & + 2 \sum_{i=1}^{(s-1)} \sum_{j=i+1}^s \left(\frac{1}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_i, \omega_j) + 2 \sum_{i=1}^r \left(\frac{1}{\hat{\delta}(1)} \right) \left(\frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_0, \delta_i) \\ & - 2 \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r \left(\frac{1}{\hat{\delta}(1)} \right) \left(\frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_i, \delta_j) + 2 \sum_{i=1}^{(r-1)} \sum_{j=i+1}^r \left(\frac{\hat{\omega}(1)}{\hat{\delta}(1)^2} \right)^2 C(\delta_i, \delta_j) \end{aligned} \quad (\text{A.22})$$

La varianza de g , aproximada y estimada, $\hat{V}(\hat{g})$, se obtiene sustituyendo en (A.22) los operadores $V(\cdot)$ y $C(\cdot, \cdot)$ por sus valores estimados. En este caso:

$$\hat{\sigma}_{\hat{g}} = \sqrt{\hat{V}(\hat{g})} \quad (\text{A.23})$$

Retardo medio de respuesta

El retardo medio de respuesta, \bar{T} se calcula según la expresión (2.9). Empleando la aproximación (2.10) de $v(B)$, se tiene:

$$\bar{T} = \frac{b\omega_0 - \sum_{i=1}^s (b+i)\omega_i}{\omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i} + \frac{\sum_{i=1}^r i\delta_i}{1 - \sum_{i=1}^r \delta_i} \quad (\text{A.24})$$

Se define $\hat{\omega}(1) \equiv \hat{\omega}_0 - \sum_{i=1}^s \hat{\omega}_i$, $\hat{\delta}(1) \equiv 1 - \sum_{i=1}^r \hat{\delta}_i$, $\hat{c} \equiv \sum_{i=1}^r i\hat{\delta}_i$ y $\hat{d} = \sum_{i=0}^s (b+i)\hat{\omega}_i$. Para el

cálculo de la desviación típica estimada y aproximada de \bar{T} , $\hat{\sigma}_{\bar{T}}$, se emplea un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de \bar{T} definido como en (A.24):

$$\bar{T} \approx \hat{T} + \frac{b\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{(\hat{\omega}(1))^2} (\omega_0 - \hat{\omega}_0) - \sum_{i=1}^s \frac{(b+i)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{(\hat{\omega}(1))^2} (\omega_i - \hat{\omega}_i) + \sum_{i=1}^r \frac{(i\hat{\delta}(1) + \hat{c})}{\hat{\delta}(1)^2} (\delta_i - \hat{\delta}_i) \quad (\text{A.25})$$

En este caso, se tiene:

$$\begin{aligned} V(\bar{T}) &= \sum_{i=0}^s \left(\frac{(b+i)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{(\hat{\omega}(1))^2} \right)^2 V(\omega_i) + \sum_{i=1}^r \left(\frac{i\hat{\delta}(1) + \hat{c}}{\hat{\delta}(1)^2} \right)^2 V(\delta_i) \\ &\quad - 2 \sum_{i=1}^s \left(\frac{b\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) \left(\frac{(b+i)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) C(\omega_0, \omega_i) \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^{(s-1)} \sum_{j=i+1}^s \left(\frac{(b+i)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) \left(\frac{(b+j)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) C(\omega_i, \omega_j) \\ &\quad + \sum_{i=1}^r \left(\frac{b\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) \left(\frac{i\hat{\delta}(1) + \hat{c}}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_0, \delta_i) - 2 \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^r \left(\frac{(b+i)\hat{\omega}(1) - \hat{d}}{\hat{\omega}(1)^2} \right) \left(\frac{i\hat{\delta}(1) + \hat{c}}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\omega_i, \delta_j) \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^{(r-1)} \sum_{j=i+1}^r \left(\frac{i\hat{\delta}(1) + \hat{c}}{\hat{\delta}(1)^2} \right) \left(\frac{j\hat{\delta}(1) + \hat{c}}{\hat{\delta}(1)^2} \right) C(\delta_i, \delta_j) \end{aligned} \quad (\text{A.26})$$

La varianza de \bar{T} , aproximada y estimada, $\hat{V}(\bar{T})$, se obtiene sustituyendo los operadores $V(\cdot)$ y $C(\cdot, \cdot)$ en (A.26) por sus valores estimados por MVENC. En este caso:

$$\hat{\sigma}_{\bar{I}} = \sqrt{\hat{V}(\bar{I})} \quad (\text{A.27})$$

No se presentan en este apéndice las fórmulas empleadas para el cálculo de las funciones *irf* y *srif* ni para el cálculo de sus varianzas aproximadas. Los principios empleados son semejantes a casos anteriores. Estas fórmulas están disponibles para el lector que las solicite en la dirección de correo electrónico sonia.brajin@uem.es.

Coefficiente de determinación

Para cada modelo, el coeficiente de determinación, R^2 , se calcula:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (a_t - \bar{a})^2}{\sum_{t=1}^n (w_t - \bar{w})^2} \quad (\text{A.28})$$

donde $w_t = \nabla_4^D \nabla^d z_t$, D y d son el número de diferencias anuales y regulares respectivamente que se le aplican a z_t , de forma que w_t es estacionaria, \bar{w} es su media muestral, n es el número de observaciones de w_t , a_t son los residuos del modelo y \bar{a} es su media muestral.

Capítulo 3: Análisis Univariantes de Índices de Precios al Consumo

En este capítulo se describen los análisis univariantes de PU , PG , PS , PJ y PF y se presentan los modelos construidos como resultado de este proceso.

La palabra inflación se refiere al proceso de incremento sostenido del nivel general de precios de una economía. La medida del nivel general de precios de la economía que se emplea en esta tesis es el IPC. La forma rigurosamente apropiada de medir la inflación sería evaluar $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \hat{p}_t(\ell)$, donde p es la tasa de variación logarítmica del IPC y $\hat{p}_t(\ell)$ es la previsión puntual para p desde t a horizonte ℓ . En esta tesis se emplea p como medida de la tasa de inflación, a pesar de que no refleja adecuadamente la idea de largo plazo, porque tiene las mismas propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo que $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \hat{p}_t(\ell)$ y porque es más conveniente en la práctica.

La conclusión principal obtenida en este capítulo es que, en los países y períodos de tiempo analizados, $p \sim I(1)$. Bajo el supuesto de que el control (estricto e ideal) de la inflación por medio de la política monetaria implique que la inflación observada siga un proceso estacionario, este resultado no es consistente con la creencia de que los bancos centrales de estos países controlan la inflación.

El capítulo se estructura como sigue. En la Sección 3.1 se presentan los análisis que conducen a los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ para cada una de las series. Estos modelos constituyen el punto de partida para la construcción de los modelos de estacionalidad generalizada que se presentan en la Sección 3.2. La Sección 3.3 recoge las conclusiones principales. Los modelos univariantes estimados y algunos de sus instrumentos de diagnóstico

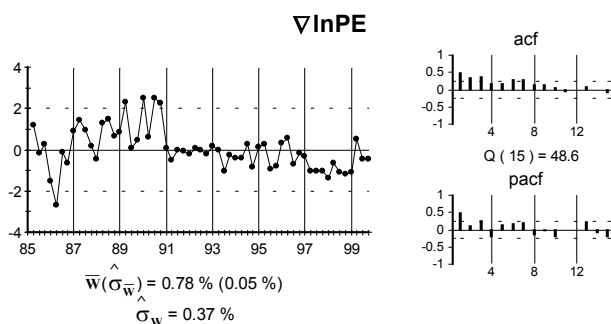
se incluyen en el Apéndice 3.1 y los instrumentos gráficos y estadísticos de identificación y diagnosis utilizados en la construcción de los modelos univariantes en el Apéndice 3.2.

3.1 Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$

En esta sección se describe el proceso de elaboración de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ de PU , PG , PS , PJ y PF .

Inicialmente se pensó en incluir el IPC de EE. UU. (PE) en esta investigación, y se comenzó su análisis. Sin embargo, PE presenta una gran reducción en la varianza de innovación en I/91 sin que se tenga información extramuestral que lo justifique. Esto resulta evidente cuando se mira el gráfico de $\nabla \ln PE$ (Gráfico 3.1). En Vicente (2004) se presenta un análisis exhaustivo de dicho cambio estructural. En ese trabajo se analizan por separado las submuestras IV/82 - IV/90 y I/91 - IV/99. En ambas submuestras PE resulta $I(2)$ con una estructura $AR(2)$. No se encuentran cambios significativos en los parámetros $AR(2)$ de los modelos obtenidos para las dos submuestras, pero sí en las varianzas residuales, siendo significativamente menor en la segunda submuestra. Esta reducción en la varianza de la innovación supone un cambio no lineal de la escala de medida del IPC, lo que desvirtúa las comparaciones de inflación antes y después del I/91 y también desvirtúa las comparaciones internacionales. Por esta razón se decide no incluir el IPC de EE. UU. en esta investigación.

Gráfico 3.1



La transformación Box-Cox que se aplica *a priori* en todos los casos es $\lambda = 0$, $m = 0$,

por las razones detalladas en la Sección 2.3. Aunque no se presentan aquí, ni los gráficos de datos de las series originales, ni los gráficos media-desviación típica de ellas, sin y con logaritmo, muestran evidencia a favor (o en contra) de la aplicación del logaritmo.

El gráfico temporal del logaritmo de cada IPC presenta tendencia, y cada *acf* presenta una configuración que decrece muy lentamente de forma lineal o cóncava hacia abajo. Se necesita al menos una diferencia regular para conseguir estacionariedad en media.

En los gráficos de $\nabla \ln P$, con $P = PU, PG$ y PJ , se observan datos del mismo trimestre sistemáticamente por encima (o por debajo) de la media global con pocas excepciones. Esto, unido a que los coeficientes en los retardos anuales de la *acf* se amortiguan muy lentamente, indica estacionalidad y, por tanto, la conveniencia de aplicar una diferencia anual para inducir estacionariedad en media. En los casos de $\nabla \ln PS$ y $\nabla \ln PF$, lo más evidente es la necesidad de tomar una diferencia regular adicional, ya que las series deambulan claramente. A pesar de eso, también hay indicios de estacionalidad. La estacionalidad es mucho más clara en $\nabla^2 \ln PS$ y $\nabla^2 \ln PF$: en el caso de PS , los segundos trimestres presentan valores siempre por debajo de la media global, y en PF , los terceros trimestres se encuentran por debajo de la media global con pocas excepciones. Además, en ambos casos, las *acf* presentan valores en los retardos anuales que se amortiguan muy lentamente. Por tanto, se aplica una diferencia anual también en los casos de PS y PF .

Las series $\nabla_4 \ln P$ deambulan y los coeficientes en los retardos regulares de cada *acf* decrecen muy lentamente. En los casos de PU, PJ y PF $\nabla \nabla_4 \ln P$ parece posiblemente estacionaria. En los casos de PG y PS , las series $\nabla \nabla_4 \ln P$ parecen deambular ligeramente, por lo que, en estos dos últimos casos, se opta inicialmente por la transformación potencialmente sobrediferenciada $\nabla^2 \nabla_4 \ln P$.

Las Subsecciones 3.1.1 - 3.1.5 recogen el resto del proceso de construcción de los modelos ARIMA.

3.1.1 UK

En el gráfico temporal de $\nabla\nabla_4 \ln PU$ resultan evidentes dos incidentes anómalos de tipo escalón en II/85 y II/90, que podrían distorsionar las *acf* y *pacf*. Se especifica un primer modelo ARIMA(0,1,0)(0,1,0)₄ con dichos términos de intervención (Modelo PU3.1). La serie APU3.1 (serie residual del modelo anterior) parece deambular, por lo que se estima un nuevo modelo en $\nabla^2\nabla_4$ con los mismos términos de intervención (PU3.2). En las *acf* y *pacf* de APU3.2 se identifica un MA(1)₄, que se añade al modelo anterior. Posteriormente se detecta y se añade un MA(1) (PU3.3). Este modelo parece adecuado como punto de partida para la construcción del MEG para *PU*.

3.1.2 RFA

En los gráficos de las series de $\ln PG$, destaca la presencia de un incidente anómalo muy grande de tipo escalón en I/93. Este escalón podría corresponder a un incremento de un 1% del Impuesto Sobre el Valor Añadido en 1/1993 (véase *OECD Economic Surveys, Germany, 93/94*, p. 141), por lo que parece estar justificado extraer dicho incidente de la serie $\nabla^2\nabla_4 \ln PG$. Se especifica en primer lugar un modelo en $\nabla^2\nabla_4$ sin estructura ARMA y con S, I/93 (PG3.1). Se aprecia que el residuo en I/93 de APG3.1 sigue extremo. Sin embargo, en las *acf/pacf* de APG3.1 resulta obvio que falta estructura ARMA por incorporar al modelo, por lo que primero se especifica un modelo IMA(2,1)(1,1)₄ (PG3.2). En la serie residual el valor en I/93 no resulta extremo. Se aprecia un residuo de 3.1σ en III/91 y se introduce un escalón en esta fecha. Posteriormente se detecta y se añade un efecto escalón adicional en IV/91. Se obtiene así un modelo que parece adecuado para *PG* (PG3.3). Se ensaya incorporando un escalón en IV/92 porque este residuo está próximo a -2σ , justo antes de la

fecha de intervención en I/93, pero no resulta significativamente distinto de cero.

Los escalones en III/91 y IV/91 resultan influyentes sobre $\hat{\Theta}_1$, que pasa de .74(.12) en el modelo sin estos términos de intervención (PG3.2) a .59(.14) en el Modelo PG3.3. Estos escalones pueden ser resultado de las medidas económicas que se implantaron en la RFA con el fin de afrontar los gastos derivados de la integración de la República Democrática Alemana (10/90). En 7/91 entraron en vigor en la RFA varios aumentos impositivos, como aumentos en el impuesto sobre el petróleo o en el impuesto sobre las primas de los seguros (véase OECD Economic Surveys, Germany, 91/92, p. 102). Asimismo, en 10/91 entró en vigor la primera etapa de la reforma de los alquileres de la vivienda, lo que, junto con cambios en otros costes, supuso un aumento de los alquileres de más del 300% (véase OECD Economic Surveys, Germany, 91/92, p. 103). Estas razones justifican la inclusión de estos términos de intervención en el modelo. En la Sección 3.2.2, se parte del Modelo PG3.3 para la construcción del MEG para *PG*.

3.1.3 Suiza

A partir de las *acf/pacf* de la serie $\nabla^2 \nabla_4 \ln PS$ se especifica un modelo IMA(2,1)(1,1)₄ (Modelo PS3.1). Los instrumentos de diagnóstico no revelan mala especificación, por lo que éste parece un modelo ARIMA adecuado para *PS*.

3.1.4 Japón

Inicialmente se estima un modelo IMA(1,0)(1,1)₄, que se identifica en las *acf/pacf* de la serie $\nabla \nabla_4 \ln PJ$. El operador MA(1)₄ resulta literalmente no invertible, lo que sugiere una representación de la estacionalidad completamente determinista y un modelo I(1) en $f = 0$. Sin embargo, en la serie residual se detectan dos incidentes de tipo escalón en II/89 y II/97, que podrían distorsionar al alza el valor estimado de Θ_1 . Se añaden al modelo anterior,

dando lugar al Modelo PJ3.1. Estos incidentes parecen estar explicados por la introducción de un nuevo impuesto general al consumo en 4/89 del 3% (véase *OECD Economic Surveys, Japan*, 88/89, p. 136) y por una subida de este último del 3% al 5% en 4/97 (véase <http://www.boj.or.jp/en/about/basic/gaiyo/nenpyo97.htm>).

La serie APJ3.1 parece deambular, la media residual es de tamaño preocupante y en las *acf/pacf* parece que queda estructura por incorporar al modelo, aunque es poco clara. Un modelo ARIMA de *PJ* más adecuado requeriría la aplicación de una diferencia regular adicional y posiblemente un MA(1) con parámetro positivo. Sin embargo, se utiliza el Modelo PJ3.1 como punto de partida para la construcción del MEG para *PJ*, ya que se sospecha que cuando se relaje la restricción de igual módulo para los tres factores MA en los que se descompone el MA(1)₄, el parámetro MA₀ resultará mucho más pequeño en módulo que los parámetros MA en las frecuencias estacionales. De hecho, esta sospecha se confirma más abajo y estas condiciones explican por qué no es factible obtener un modelo ARIMA adecuado para la serie de Japón sin aplicar una diferencia regular adicional.

3.1.5 Francia

Se observan dos incidentes anómalos de tipo escalón en II/85 y I/87 en los gráficos de $\nabla \ln PF$, $\nabla^2 \ln PF$ y $\nabla \nabla_4 \ln PF$, que podrían distorsionar las *acf/pacf*, por lo que se especifica un modelo en $\nabla \nabla_4 \ln PF$ con dichos términos de intervención. El S,I/87 podría estar relacionado con una liberalización de los precios de los servicios que entró en vigor en 1/87 (véase *Banque de France, Compte Rendu* 1987, p. 10). Posteriormente se detecta un nuevo efecto escalón en III/92 de -3.1σ , que se incorpora al modelo anterior (PF3.1). La serie APF3.1 parece deambular ligeramente, por lo que se reformula el modelo anterior incorporando una diferencia regular adicional (Modelo PF3.2). A partir de las *acf/pacf* de APF3.2 se especifica un modelo IMA(2,1)(1,1)₄ (Modelo PF3.3). Se añade un operador

AR(2) con r.i. de sobreajuste y ϕ_2 resulta significativamente distinto de cero (Modelo PF3.4).

Éste parece un modelo ARIMA adecuado para *PF*.

3.2 Modelos de estacionalidad generalizada

Los modelos PU3.3, PG3.3, PS3.1, PJ3.1 y PF3.4 obtenidos en el apartado anterior se utilizan como punto de partida para la construcción de los modelos de estacionalidad generalizada de esta sección.

En todos los casos el primer paso es la estimación del modelo mencionado anteriormente, relajando la restricción de igual módulo para los tres factores del operador $MA(1)_4$ presente en cada uno de ellos.

3.2.1 UK

Los operadores MA_0 y MA_2 del MEG inicial estimado resultan literalmente no invertibles ($\hat{\lambda}_0 = 1, \hat{\lambda}_2 = -1$). En consecuencia, se integra en $f = 0$ y $f = 2$. Para ello, se quitan los operadores $(1 - B)$ y $(1 + B)$ a ambos lados del modelo y se incorpora el término determinista estacional asociado a $f = 2$.

En el modelo resultante se contrasta la no invertibilidad del factor MA_1 . El valor del estadístico DCD (.66) no permite rechazar la hipótesis $\lambda_1 = -1$, por lo que se integra en $f = 1$. Se quita el operador $(1 + B^2)$ en ambos lados del modelo y se incorporan los términos de estacionalidad determinista asociados a dicha frecuencia. Sobre este nuevo modelo se contrasta la no invertibilidad del factor $MA(1)$ y se rechaza (DCD = 36.06). Esta conclusión se mantiene cuando se añade un AR(1) de sobreajuste, que no resulta significativamente distinto de cero (DCD = 2.82).

Cuando, en el modelo con el AR(1) añadido, se estudia la influencia de S,II/85 y S,II/90 sobre el resultado del contraste de no invertibilidad del $MA(1)$, se encuentra que

únicamente si están presentes ambos términos en el modelo, se rechaza la hipótesis nula al 95% de confianza. Cuando se suprime cualquiera de los dos términos de intervención, o los dos a la vez, siempre en el modelo con un AR(1) de sobreajuste, el resultado del contraste es ambiguo: no se rechaza la hipótesis nula al 95% de confianza, aunque sí al 90% de confianza. Por ello se mantienen ambos escalones en el modelo a pesar de que no se dispone de información extramuestral que los justifique y se acepta la conclusión de que $\ln PU \sim I(2)$.

Los factores AR₁ y AR₂ de sobreajuste que se añaden posteriormente, no resultan significativamente distintos de cero. Se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos de estacionalidad determinista y no se rechazan $-\alpha_{20} - \beta_{10} = 0$ y $\alpha_{10} + \alpha_{20} = 0$, lo que implica que PU no presenta comportamiento estacional en el tercer y cuarto trimestres respectivamente. El Modelo PU3.4 incorpora dichas restricciones. Este modelo parece adecuado como MEG final para PU .

3.2.2 RFA

En el MEG inicial para PG se contrasta y no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad del MA₀ (DCD = .02). Se integra en $f = 0$. Sobre este nuevo modelo se contrasta la no invertibilidad del factor MA₂ y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 2.8). Sin embargo, cuando se añade un AR₂ de sobreajuste, el resultado del contraste cambia (DCD = .72) y, en consecuencia, se integra en $f = 2$. El parámetro θ_1 no resulta significativamente distinto de cero en el modelo resultante, y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$ y con $\hat{\lambda}_1$, por lo que se suprime. No se observa empeoramiento de la diagnosis. Se contrasta la no invertibilidad del MA₁ y se rechaza (DCD = 19.82). Cuando se añade un AR₁ de sobreajuste (Modelo PG3.4), $\hat{\delta}_1$ resulta significativamente distinto de cero aunque no varía la conclusión del contraste de no invertibilidad del MA₁ (DCD = 2.64). Este

modelo parece adecuado para PG .

El rechazo de la hipótesis de no invertibilidad del factor MA_1 es marginal en este último modelo (el valor crítico interpolado al 95% de confianza es 2.02), por lo que parece razonable pensar que podría ser adecuada una representación totalmente determinista de la estacionalidad (y más conveniente en los análisis de relación que se abordan en el Cap. 6). Por ello se ensaya en el Modelo PG3.4, integrando en $f = 1$. El nuevo modelo (PG3.5) se presenta en la Tabla 3.2 una vez suprimido β_1 , que se estima no significativamente distinto de cero. Se contrasta el resto de las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista. El resultado del contraste de $\alpha_{10} - 2\alpha_{20} = 0$ es ambiguo. Es decir, se rechaza al 90% de confianza, pero se acepta al 95%, por lo que no se introduce esta restricción en el modelo. Se rechazan las hipótesis restantes.

Los instrumentos de diagnosis del Modelo PG3.5 no revelan mala especificación. Por tanto, se consideran dos representaciones alternativas para PG : una con estacionalidad estocástica en $f = 1$ y determinista en $f = 2$ (PG3.4), que se emplea en los análisis de los diferenciales de tasas de inflación en el Cap. 4, y otra con estacionalidad determinista en ambas frecuencias (PG3.5), que se utiliza en los análisis de relación de r y p en el Cap. 6.

Aunque no hay ninguna evidencia de un $MA(1)$ con parámetro positivo en las *acf/pacf* de las series residuales de los Modelos PG3.4 y PG3.5, se incorpora este operador a ambos modelos para contrastar la hipótesis de no invertibilidad del $MA(1)$ y así volver a evaluar la conclusión de $PG \sim I(2)$. En el Modelo PG3.4, el parámetro θ_1 se estima no significativamente distinto de cero y se observan correlaciones muy elevadas entre todos los parámetros ARMA del modelo. Se trata de un modelo claramente sobreparametrizado. No obstante, se contrasta la hipótesis de no invertibilidad de θ_1 y se rechaza ($DCD = 13.90$). En

el Modelo PG3.5, el parámetro θ_1 se estima no significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$. También en este caso se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de θ_1 (DCD = 15.40).

3.2.3 Suiza

El factor MA_0 resulta literalmente no invertible en el MEG inicial estimado. Se integra en $f = 0$ y en el modelo resultante se estudia la invertibilidad del factor MA_2 . Se rechaza la hipótesis nula de no invertibilidad (DCD = 2.74). Cuando se añade un factor AR_2 de sobreajuste razonado, $\hat{\delta}_2$ y θ_1 se estiman no significativamente distintos de cero y altamente correlacionados entre sí, indicando sobreparametrización. El estadístico DCD (1.40) no rechaza la hipótesis nula al 95% (1.94), pero sí al 90% (1.00). Es decir, el contraste no da un resultado claro. Pero este modelo está sobreparametrizado. Si se suprime θ_1 , el resultado del contraste, aunque sigue siendo ambiguo (1.15), rechaza de forma solamente marginal al 90%. Por otro lado, como se verá más adelante, cuando se integra en $f = 2$, el coeficiente asociado a la estacionalidad determinista en esta frecuencia no resulta significativamente distinto de cero, lo que sugiere que *PS* no presenta estacionalidad en dicha frecuencia, ni estocástica, ni determinista. Estas razones justifican que se integre en $f = 2$.

El parámetro θ_1 no resulta significativamente diferente de cero en el modelo resultante y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$, por lo que se suprime. A continuación se estudia la invertibilidad del factor MA_1 y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 9.10). Se presenta el modelo anterior una vez suprimido α_{20} , que se estima no significativamente distinto de cero (PS3.2). Cuando se le añade un AR_1 , éste no resulta significativamente distinto de cero y la conclusión del contraste de no invertibilidad del MA_1 sigue siendo la misma (DCD = 4.52). Los instrumentos de diagnóstico del Modelo PS3.2 no

revelan evidencia de mala especificación, por lo que parece un modelo adecuado para *PS*.

Para abordar los análisis de relación entre r y p del Cap. 6, resulta conveniente considerar una representación completamente determinista de la estacionalidad para *PS*. Cuando se ensaya incorporando al modelo anterior la restricción $\lambda_1 = -1$ y se integra en $f = 1$, los instrumentos de diagnóstico de este modelo no revelan mala especificación. Se presenta este modelo una vez suprimido α_{20} , que se estima no significativamente distinto de cero (PS3.3). Se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos de estacionalidad determinista $\beta_{10} - \alpha_{10} = 0$ y $\alpha_{10} + \beta_{10} = 0$. La primera se rechaza contundentemente y en el caso de la segunda, el resultado del contraste es ambiguo (se rechaza al 90% de confianza pero no al 95%). No se impone ninguna de estas restricciones.

Los modelos PS3.2 y PS3.3 parecen ambos adecuados, por lo que se puede considerar que *PS* admite dos representaciones alternativas: una con estacionalidad estocástica en $f = 1$ y determinista en $f = 2$ (Modelo PS3.2), que se emplea en el Cap. 4, y otra con estacionalidad determinista en las dos frecuencias (Modelo PS3.3), que se emplea en el Cap. 6.

Las *acf/pacf* de los Modelos PS3.2 y PS3.3 no presentan evidencia de un factor MA(1) con parámetro positivo que sugiera sobrediferenciación. A pesar de ello, se incorpora dicho operador en ambos modelos y se contrasta la hipótesis de que sea no invertible. Cuando se añade un MA(1) al Modelo PS3.2, el parámetro θ_1 se estima no significativamente distinto de cero y altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$. Se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de θ_1 (DCD = 9.22), lo que confirma la conclusión de $PS \sim I(2)$. Cuando se añade un MA(1) al Modelo PS3.3, el parámetro θ_1 se estima no significativamente distinto de cero y altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$. También en este caso

se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de θ_1 (DCD = 8.88).

3.2.4 Japón

En el MEG inicial (PJ3.2), el parámetro MA_0 resulta mucho más pequeño en módulo que los parámetros MA estacionales, ambos literalmente no invertibles, lo que, como se observa en los instrumentos de diagnóstico, supone un modelo mucho mejor de PJ que el modelo ARIMA de partida. Dada la no invertibilidad de los factores MA_1 y MA_2 se integra en $f = 1$ y $f = 2$. Como operación de sobreajuste, y también porque en las *acf/pacf* de la serie residual se detecta evidencia a favor de un AR(1) con parámetro negativo, se añade un AR_2 al modelo resultante, que resulta significativamente distinto de cero. Se estudia la invertibilidad del factor $MA(1)$ y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 11.58).

Se presenta el modelo anterior estimado, una vez suprimido α_{10} , que se estima no significativamente distinto de cero (PJ3.3). Cuando se añade un AR(1) de sobreajuste, ninguno de los operadores AR resulta significativamente distinto de cero y ambos se encuentran altamente correlacionados. Se contrasta y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad del factor $MA(1)$ (DCD = 3.10). Tampoco resulta significativamente distinto de cero el parámetro AR_1 que se introduce de sobreajuste. Se contrasta el resto de las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista y se rechazan todas. El Modelo PJ3.3 parece un MEG adecuado para PJ .

3.2.5 Francia

El factor MA_0 resulta literalmente no invertible en el MEG inicial estimado, por lo que se integra en $f = 0$. Se contrasta y se rechaza la no invertibilidad del MA_2 (DCD = 3.22). Cuando se incorpora un AR_2 de sobreajuste razonado, el parámetro se estima positivo, aunque no significativamente distinto de cero, y se encuentra altamente

correlacionado con $\hat{\phi}_1$ (no significativamente distinto de cero) y con $\hat{\theta}_1$. No varía la conclusión del contraste de no invertibilidad del MA₂ (DCD = 2.68).

En el modelo sin el AR₂, se estudia la invertibilidad del operador MA₁ y el estadístico DCD (1.86) conduce a rechazar al 90% de confianza (1.07), pero no al 95% (2.02). Se ensaya integrando en $f = 1$. Cuando se integra en dicha frecuencia, los parámetros asociados a la estacionalidad determinista en $f = 1$ (α_{10} y β_{10}) no resultan significativamente distintos de cero. Esto indica claramente que la serie no presenta comportamiento estacional en $f = 1$, ni estocástica, ni determinista, lo que confirma la conveniencia de integrar en dicha frecuencia. Se estudia de nuevo la no invertibilidad del factor MA₂, pero se sigue rechazando la hipótesis de no invertibilidad, sin y con el operador AR₂ de sobreajuste (DCD = 4.80 y DCD = 2.86 respectivamente), que no resulta significativamente distinto de cero. Se contrasta la no invertibilidad del MA(1) y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 31.20). Cuando se añade un AR(1) de sobreajuste, éste se estima negativo, aunque no significativamente distinto de cero, y no varía la conclusión del contraste (DCD = 11.08).

Se estudia la influencia de los términos de intervención S,II/85 y S,III/92, de los que no se tiene información extramuestral. El S,II/85 no influye sobre los órdenes de integración de PF , aunque sí sobre los parámetros α_{10} y β_{10} , que resultan significativamente distintos de cero en el modelo sin este término de intervención. Por ello, se mantiene S,II/85 en el modelo final para PF . El S,III/92 no resulta individualmente influyente sobre los parámetros del modelo, ni sobre los órdenes de integración, por lo que no se mantiene en el modelo.

En la Tabla 3.2 se presenta la estimación de este modelo una vez suprimidos los parámetros no significativamente distintos de cero, α_{10} , β_{10} y ϕ_1 , lo que convierte el AR(2) heredado de PF3.4 en AR₂ (Modelo PF3.5). Nótese que la media muestral de los residuos de

este modelo resulta un poco alta en relación a su desviación típica. Sin embargo, esto no conduce a una reformulación del modelo, porque se explica en mayor parte por la contribución de dos residuos extremos: $\hat{a}_{III/92}$ y $\hat{a}_{III/96}$.

3.3 Conclusiones

Los resultados de los análisis univariantes presentados en este capítulo ponen de manifiesto que, si bien existen algunas diferencias en la estructura de los modelos, la tasa de inflación tiene características comunes en los países estudiados.

La tasa de inflación en todos los países analizados parece $I(1)$, aunque en el caso de *PU*, este resultado parece sensible al tratamiento de algunos pocos incidentes anómalos como contaminación. La media de la diferencia de la tasa de inflación resulta cero en todos los casos.

Todos los IPC examinados son estacionales. El tipo de estacionalidad encontrada es determinista en todas las frecuencias en los casos del UK y Japón y mixta en el resto de los casos: estocástica en $f = 1$ y determinista en $f = 2$ en la RFA y Suiza y determinista en $f = 1$ y estocástica en $f = 2$ en Francia. En los casos de la RFA y Suiza, se considera también una representación completamente determinista de la estacionalidad para abordar los análisis de relación del Cap. 6, que parece igualmente adecuada.

Todos los incidentes anómalos observados en los datos son de tipo escalón en el nivel del IPC (cambios transitorios en la tasa de inflación). La búsqueda exhaustiva de información extramuestral ha permitido explicar seis de los nueve parámetros de intervención presentes en los modelos finales.

Apéndice 3.1: Tablas

Los resultados de las estimaciones de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y los de estacionalidad generalizada, a los que se hace referencia en el Cap. 3, se presentan en las Tablas 3.1 y 3.2 respectivamente.

El nombre de cada modelo estimado se sitúa en la 1ª columna. La notación para el nombre de los modelos se mantendrá a lo largo de la tesis. Las primeras dos letras se refieren a la variable a la que corresponde el modelo. El siguiente número identifica el capítulo y el número que se sitúa tras el punto distingue los diferentes modelos para la misma variable dentro de un capítulo.

Las Tablas 3.1 y 3.2 tienen una estructura similar por columnas. Incluyen los términos de intervención presentes en cada modelo, especificando su fecha y valor estimado del parámetro $\hat{\omega}_0$. El tipo de los términos de intervención es escalón en nivel (S) en todos los casos, por lo que no se incluye en las tablas. Se presenta también la transformación estacionaria de cada serie (número de diferencias regulares (d) y anuales (1) en la Tabla 3.1 y operadores AR con raíces de módulo uno en la Tabla 3.2), los parámetros estimados de la estructura ARMA y la desviación típica residual estimada ($\hat{\sigma}_a$). En el caso de operadores AR(2) con r.i. no restringidos en frecuencia, se presenta también el factor de amortiguamiento estimado (\hat{fa}) y el período estimado (\hat{per}) de dicho operador. Todos los parámetros estimados van acompañados de su desviación típica estimada entre paréntesis. En la Tabla 3.2 se incluyen también los parámetros estimados de los términos deterministas estacionales presentes en los modelos ($\hat{\alpha}_{10}$, $\hat{\beta}_{10}$ y $\hat{\alpha}_{20}$). La transformación Box-Cox de las

variables no se incluye en las tablas por ser la misma en todos los casos: $\lambda = 0$ y $m = 0$.

La forma general de los modelos presentados en la Tabla 3.1 puede escribirse:

$$z_t \equiv \sum_i \omega_{0i} \xi_t^i + N_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) \nabla^2 \nabla_4 N_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^4) a_t$$
(A3.1.1)

con $\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$ y $\omega_{0i} \xi_t^i$ un término de intervención.

La forma general de los modelos presentados en la Tabla 3.2 puede escribirse:

$$z_t \equiv \sum_i \omega_{0i} \xi_t^i + \alpha_{10} \cos \frac{\pi t}{2} + \beta_{10} \text{sen} \frac{\pi t}{2} + \alpha_{20} (-1)^t + N_t$$

$$(1 - \delta_1 B^2)(1 - \delta_2 B) \nabla^2 (1 + B^2)(1 + B) N_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \lambda_1 B^2)(1 - \lambda_2 B) a_t$$
(A3.1.2)

donde los parámetros ARMA, si están presentes en el modelo, verifican las siguientes restricciones: $-1 < \delta_1 < 0$, $-1 < \delta_2 < 0$, $0 < \theta_1 < 1$, $-1 < \lambda_1 < 0$ y $-1 < \lambda_2 < 0$.

Las Tablas 3.3 y 3.4 contienen la información diagnóstica numérica de los modelos presentados en las Tablas 3.1 y 3.2 respectivamente. Incluyen la media residual (\bar{a}) y su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$), el estadístico Q de Ljung-Box calculado sobre 15 retardos (entre paréntesis aparece el número de grados de libertad) y la información acerca de los residuos cuyo valor tipificado es mayor o igual en valor absoluto que dos desviaciones típicas residuales.

Tabla 3.1: Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,1,Q)_4$ con términos de intervención

Modelo	Términos de Intervención		d	Estructura ARMA				$\hat{\sigma}_a$ (%)
	Fecha	$\hat{\omega}_0$ [%] $(\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0})$ [(%)]		$\hat{\phi}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1})$	$\hat{\phi}_2$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2})$	$\hat{\theta}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1})$	$\hat{\Theta}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\Theta}_1})$	
PU3.1	II/85	2.1 (0.6)	1					.57
	II/90	2.1 (0.4)						
PU3.2	II/85	1.9 (0.6)	2					.58
	II/90	1.3 (0.3)						
PU3.3	II/85	1.8 (0.5)	2			.48 (.13)	.87 (.22)	.45
	II/90	1.8 (0.4)						
PG3.1	I/93	1.5 (0.3)	2					.52
PG3.2	I/93	1.4 (0.3)	2			.60 (.14)	.74 (.12)	.41
PG3.3 ¹	III/91	1.1 (0.2)	2					.32
	IV/91	1.3 (0.2)						
	I/93	1.3 (0.3)						
PS3.1			2			.45 (.13)	.69 (.11)	.37
PJ3.1	II/89	1.7 (0.5)	1				.79 (.36)	.47
	II/97	1.8 (0.5)						

1. \hat{g} de $(\omega_0 - \omega_1 B)\xi_t^{S,III/91}$ es .024 (.003), donde $-\hat{\omega}_1$ coincide con el parámetro $\hat{\omega}_0$ asociado a $\xi_t^{S,IV/91}$

Tabla 3.1 (cont.): Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,I,Q)_4$ con términos de intervención

Modelo	Términos de Intervención		d	Estructura ARMA				$\hat{\sigma}_a$ (%)
	Fecha	$\hat{\omega}_0$ [%] $(\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0})$ [(%)]		$\hat{\phi}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1})$	$\hat{\phi}_2$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2})$	$\hat{\theta}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1})$	$\hat{\Theta}_1$ $(\hat{\sigma}_{\hat{\Theta}_1})$	
PF3.1	II/85	1.1 (0.2)	1					.24
	I/87	.90 (.17)						
	III/92	-.51 (.18)						
PF3.2	II/85	.78 (.32)	2					.33
	I/87	.83 (.17)						
	III/92	-.47 (.19)						
PF3.3	II/85	1.0 (0.2)	2			.77 (.11)	.61 (.14)	.22
	I/87	.81 (.21)						
	III/92	-.52 (.19)						
PF3.4 ¹	II/85	1.1 (0.2)	2	-.12 (.20)	-.38 (.16)	.54 (.20)	.68 (.12)	.22
	I/87	.79 (.19)						
	III/92	-.40 (.18)		$\widehat{fa} = .62$ $(\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}) (.13)$	$\widehat{per} = 3.8$ $(\hat{\sigma}_{\widehat{per}}) (0.5)$			

1. Coeficiente de correlación entre $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\theta}_1$: .76

Tabla 3.2: Modelos de estacionalidad generalizada con términos de intervención

Modelo	Términos de Intervención		Operadores AR con Raíces de Módulo Uno	Términos Deterministas Estacionales			Estructura ARMA						
	Fecha	$\hat{\omega}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [(%) (%)]		$\hat{\alpha}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$) [(%) (%)]	$\hat{\beta}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$) [(%) (%)]	$\hat{\alpha}_{20}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$) [(%) (%)]	$\hat{\delta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$)	$\hat{\delta}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$)	$\hat{\theta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
PU3.4	II/85	1.8 (0.4)	∇^2	-21 (.02)	-21 (.02)	.21 (.02)		.50 (.12)				.42	
	II/90	1.9 (0.4)											
PG3.4 ^{1,2}	III/91	1.2 (0.2)	$\nabla^2(1+B^2)$										
	IV/91	1.2 (0.2)				-0.57 (.023)	-0.33 (.23)	-0.72 (.11)		-0.76 (.15)		.30	
	I/93	1.3 (0.2)											
PG3.5 ³	III/91	1.1 (0.1)	∇^2										
	IV/91	1.2 (0.3)				-0.58 (.026)	-0.59 (.12)	-0.74 (.09)				.30	
	I/93	1.2 (0.3)											

1. $\hat{g} = \hat{\omega}_0 - \hat{\omega}_1$ de $(\omega_0 - \omega_1 B)$ sobre $\xi_t^{S,III/91}$ es .024 (.003), donde $-\hat{\omega}_1$ coincide con el parámetro $\hat{\omega}_0$ asociado a $\xi_t^{S,IV/91}$

2. Coeficiente de correlación estimado entre $\hat{\delta}_1$ y $\hat{\lambda}_1$: .77

3. $\hat{g} = \hat{\omega}_0 - \hat{\omega}_1$ de $(\omega_0 - \omega_1 B)$ sobre $\xi_t^{S,III/91}$ es .023 (.003), donde $-\hat{\omega}_1$ coincide con el parámetro $\hat{\omega}_0$ asociado a $\xi_t^{S,IV/91}$

Tabla 3.3: Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ con términos de intervención

Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$)	$\left[\begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
PU3.1	-0.02 (.08)		31.7 (15)	III/88 III/91	2.0 -2.0	I/91 I/93	-2.0 -2.1
PU3.2	.01 (.08)		42.1 (15)	II/88	2.7	III/98	-2.1
PU3.3	-0.01 (.06)		11.6 (13)	I/91 III/97	-2.2 2.2	I/93	-2.0
PG3.1	.02 (.07)		17.6 (15)	I/87 I/93	2.2 2.3	III/92	-2.7
PG3.2	.00 (.05)		12.1 (13)	III/91	3.1	IV/92	-2.4
PG3.3	-0.00 (.04)		5.2 (13)	III/97	2.5	I/98	-2.4
PS3.1	.02 (.05)		11.1 (13)	I/87 IV/91 I/95	2.1 -2.3 2.5	IV/89 IV/93	2.0 -2.4
PJ3.1	-0.06 (.06)		24.8 (14)	IV/90	2.8	IV/93	-2.3
PF3.1	-0.03 (.03)		13.2 (15)				
PF3.2	.01 (.04)		42.3 (15)	III/90 III/97	2.1 2.5	III/96 II/98	-2.0 2.0
PF3.3	-0.01 (.03)		7.7 (13)	III/96	-2.2		
PF3.4	-0.00 (.03)		5.7 (11)	III/96	-2.3		

Tabla 3.4: Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos de estacionalidad generalizada con términos de intervención

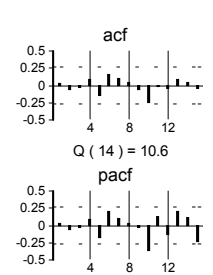
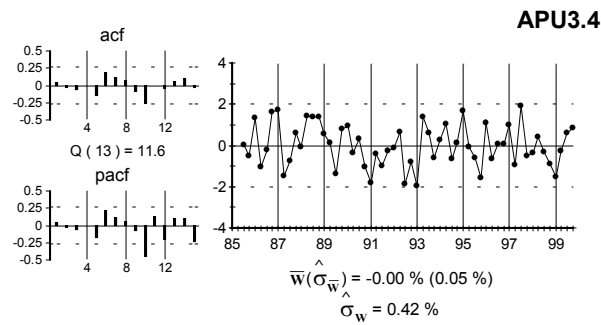
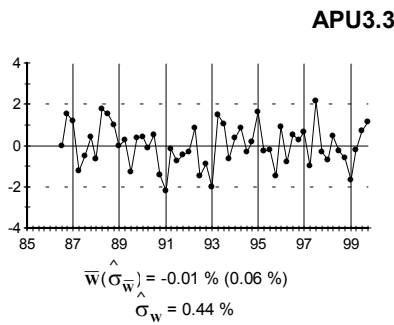
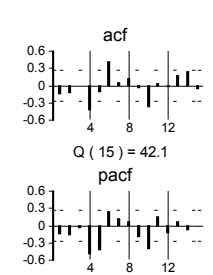
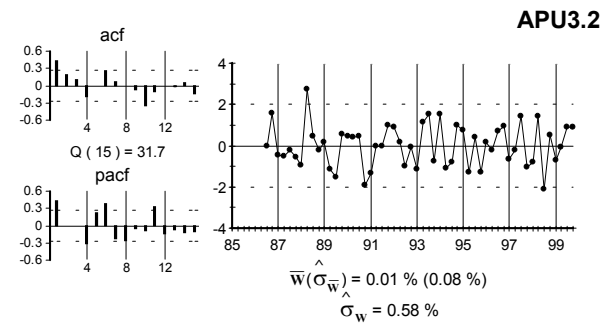
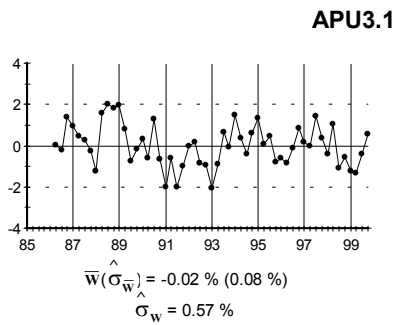
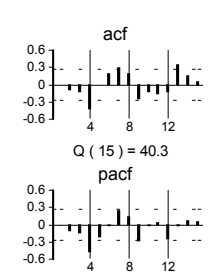
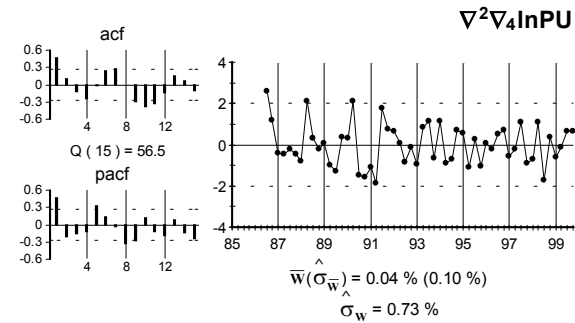
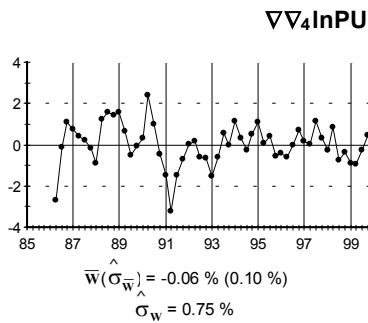
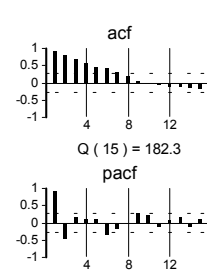
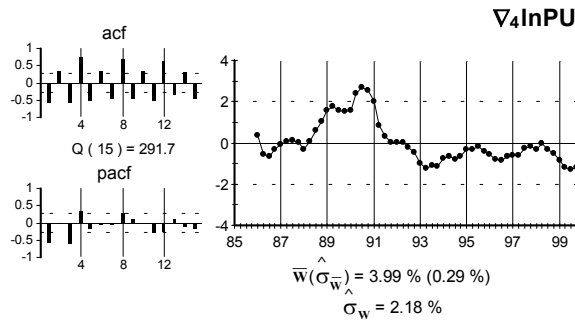
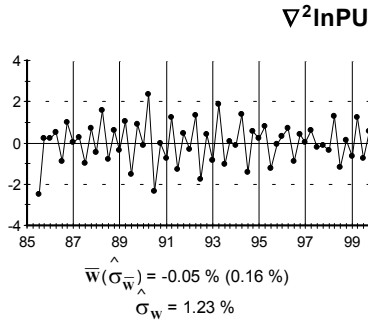
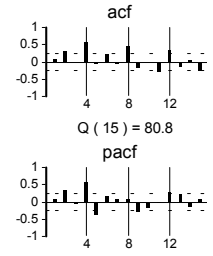
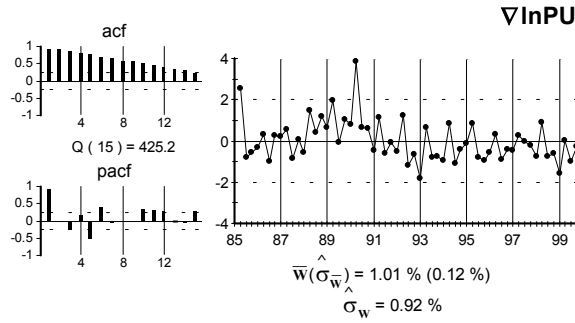
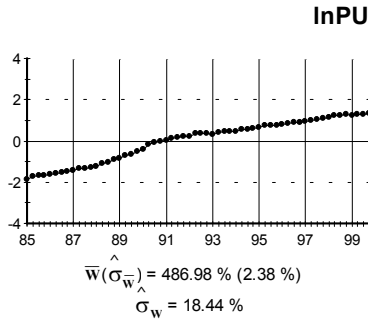
Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$)	$\left[\begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
PU3.4	-0.00 (.05)		10.6 (14)			
PG3.4	-0.00 (.04)		5.7 (12)	III/97	2.6	I/98 -2.3
PG3.5	.00 (.04)		3.6 (13)	I/87 I/98	2.0 -2.2	III/97 2.5
PS3.2	-0.00 (.05)		12.8 (13)	IV/89 I/95	2.3 2.2	IV/93 -2.3
PS3.3	-0.00 (.05)		12.2 (13)	IV/89 I/95	2.8 2.5	IV/93 -2.1
PJ3.2	-0.03 (.06)		9.9 (12)	IV/90 IV/98	2.3 2.3	IV/93 -2.8
PJ3.3	-0.02 (.05)		7.2 (13)	II/87 IV/98	2.2 2.2	IV/93 -2.7
PF3.5	-0.03 (.03)		11.8 (12)	III/92	-3.0	III/96 -2.4

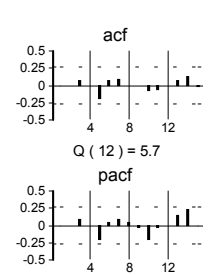
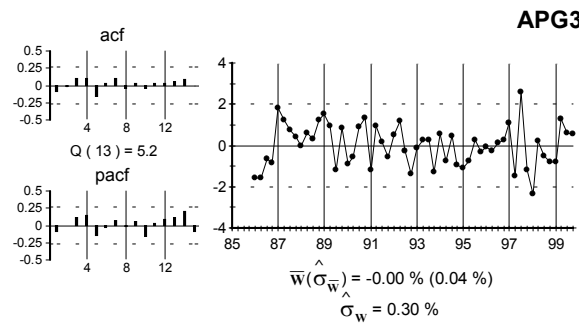
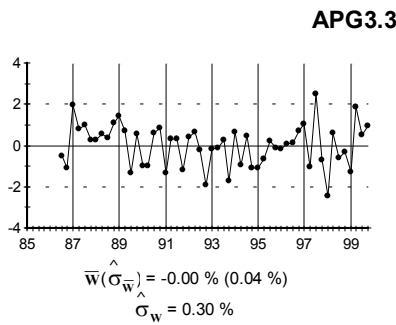
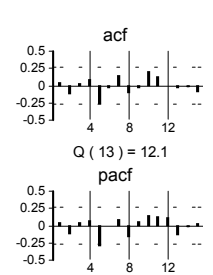
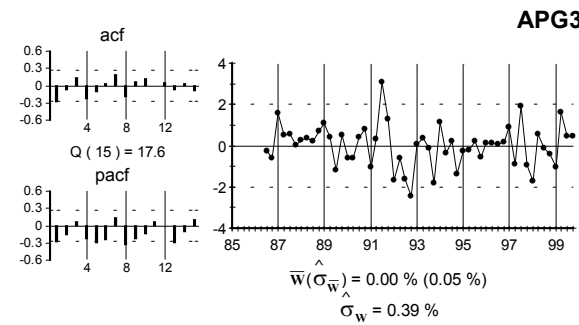
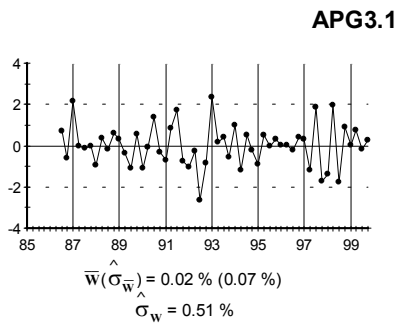
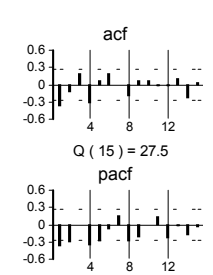
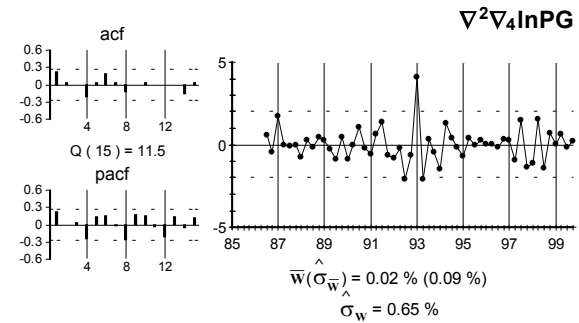
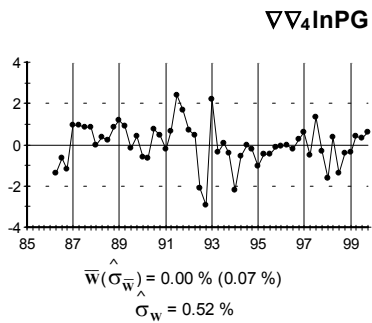
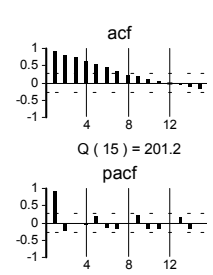
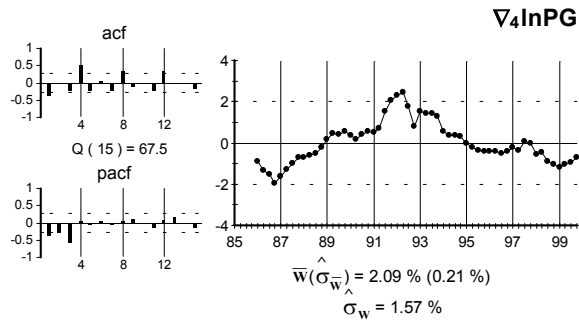
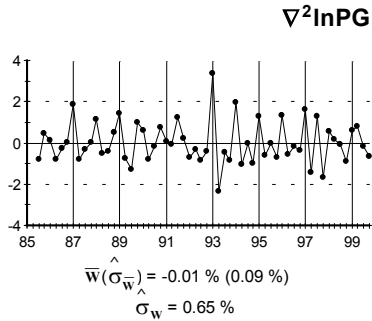
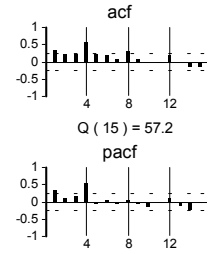
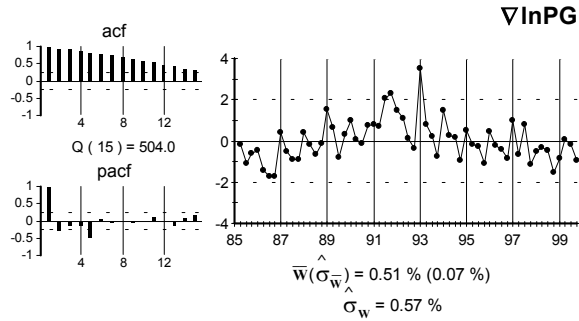
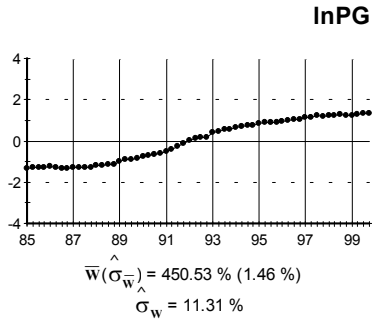
Apéndice 3.2: Gráficos

Este apéndice incluye los instrumentos gráficos de identificación y diagnóstico utilizados en la construcción de los modelos univariantes presentados en este capítulo.

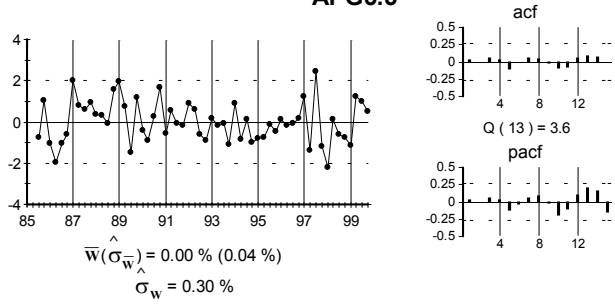
En cuanto a los instrumentos de identificación univariante, para cada transformación de la variable genérica Y ($\ln Y$, $\nabla \ln Y$, $\nabla^2 \ln Y$, $\nabla_4 \ln Y$, $\nabla \nabla_4 \ln Y$ y $\nabla^2 \nabla_4 \ln Y$) se presentan gráficos temporales tipificados. El eje de abscisas aparece dividido con líneas verticales cada dos años, que se refieren al primer trimestre del año indicado. Al pie de este gráfico aparecen la media muestral de la serie (\bar{w}), su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_w$) y la desviación típica muestral ($\hat{\sigma}_w$), donde w se refiere a la variable definida en la cabecera. Cada gráfico temporal va acompañado por los gráficos correspondientes de las *acf/pacf*. Las líneas verticales en estos gráficos señalan los retardos anuales y las horizontales $\pm 2/\sqrt{N}$, siendo N el número de observaciones. Bajo la *acf* se presenta el valor del estadístico Q de Ljung y Box, calculado con 15 retardos y con el número de grados de libertad entre paréntesis.

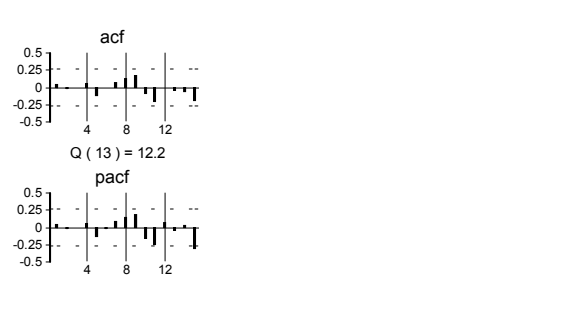
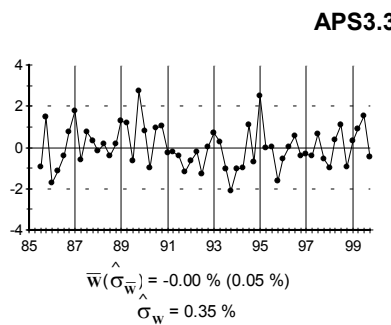
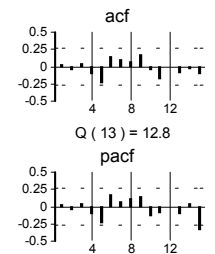
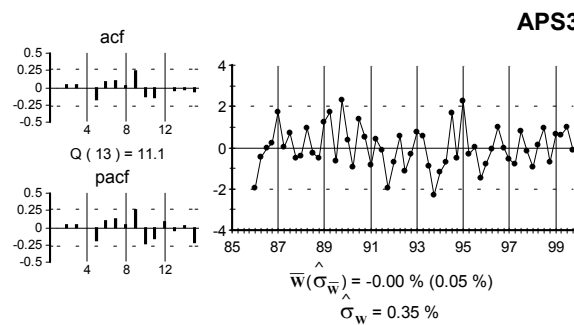
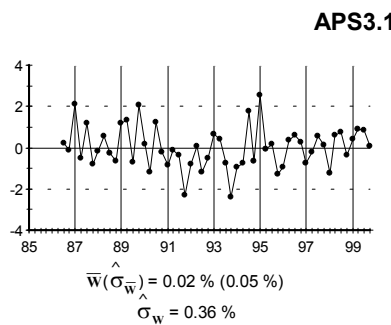
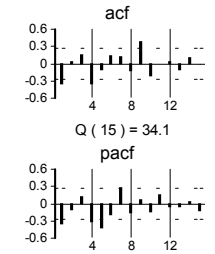
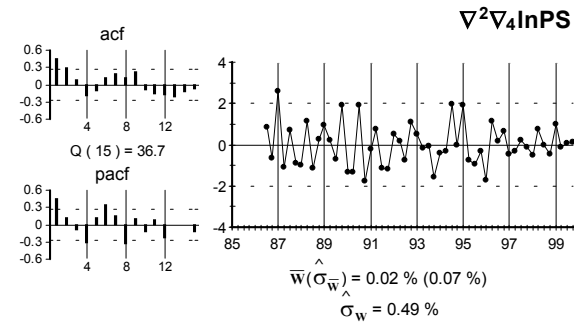
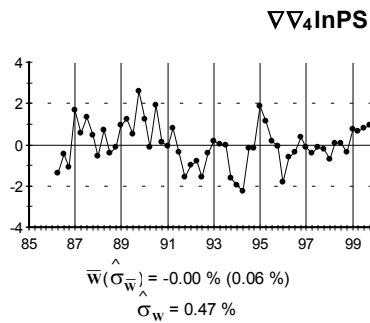
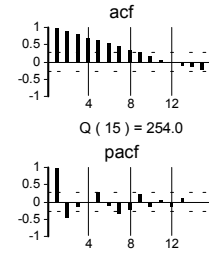
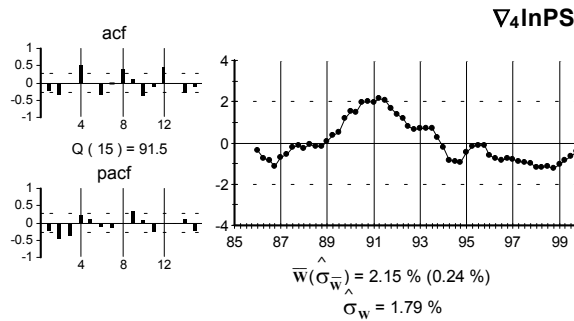
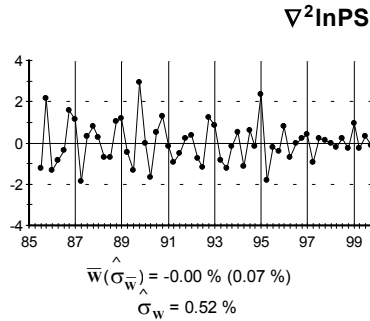
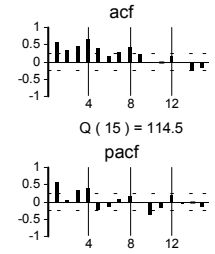
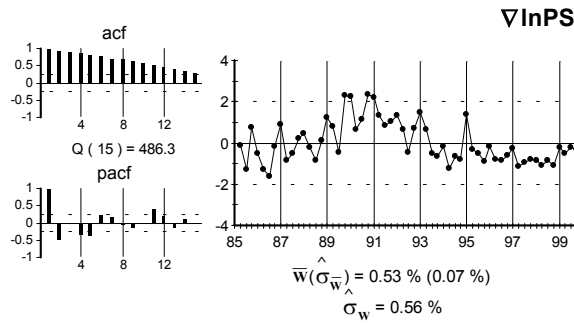
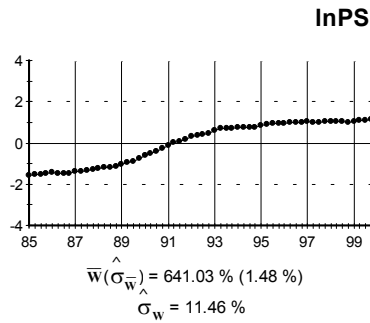
Los residuos de los modelos presentados en este capítulo son evaluados también mediante los instrumentos gráficos y estadísticos descritos anteriormente. Las series residuales se identifican con la letra A seguida del nombre del modelo correspondiente.

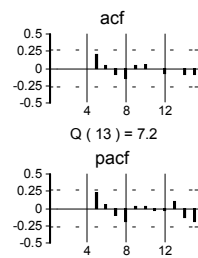
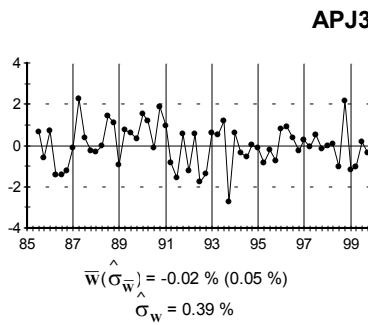
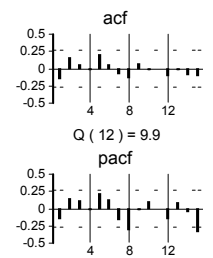
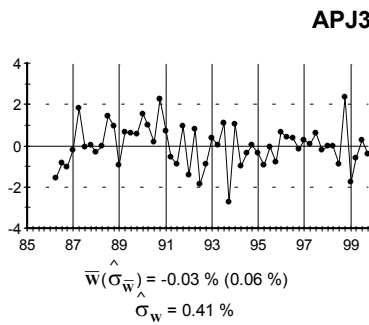
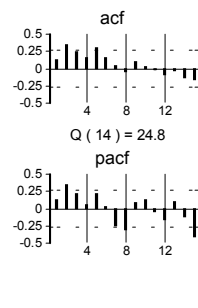
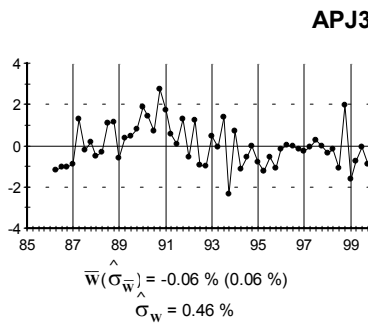
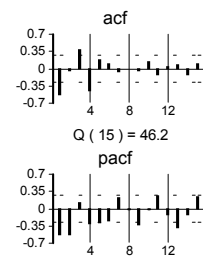
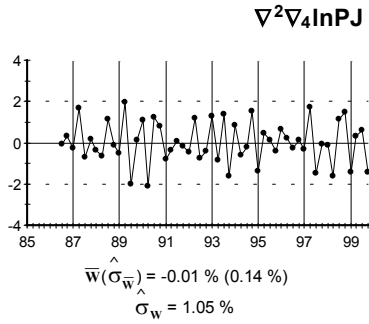
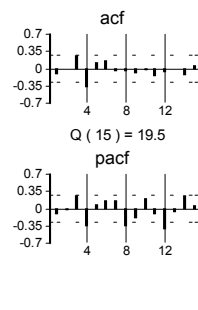
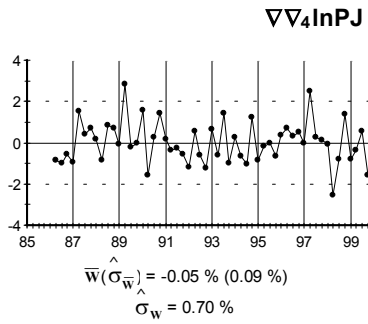
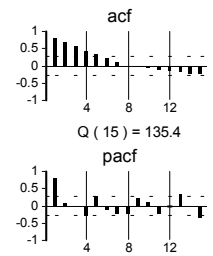
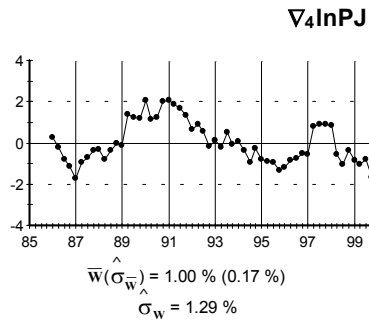
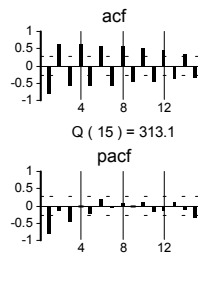
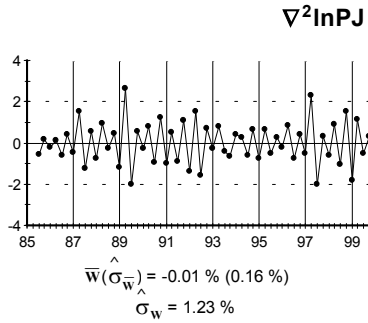
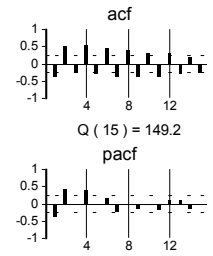
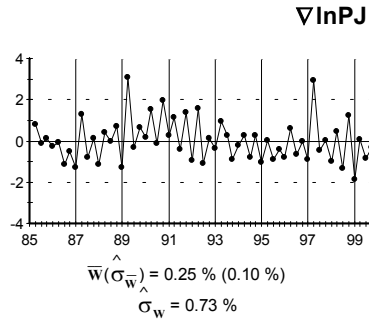
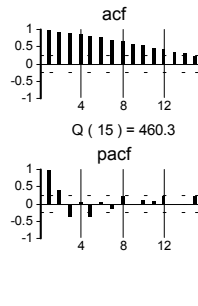
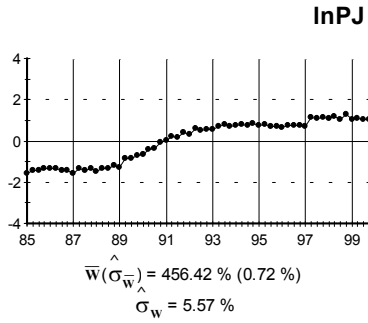


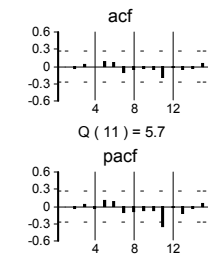
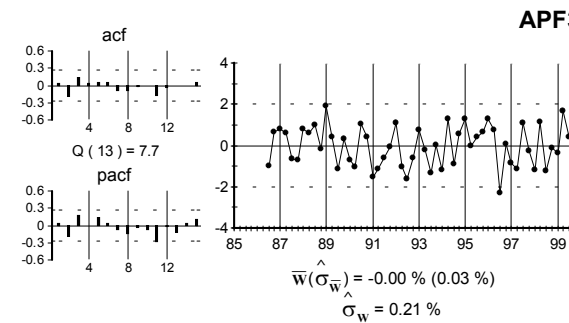
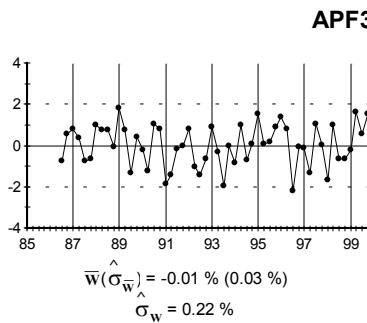
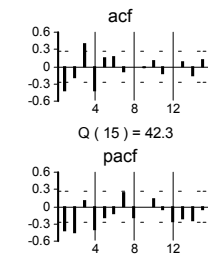
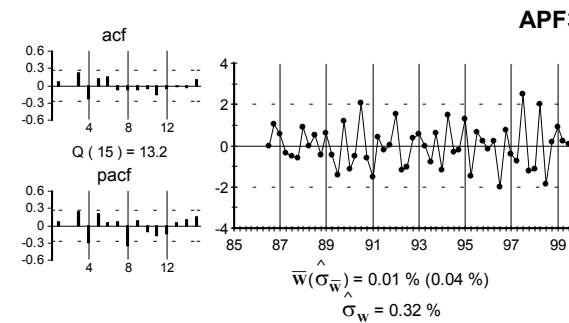
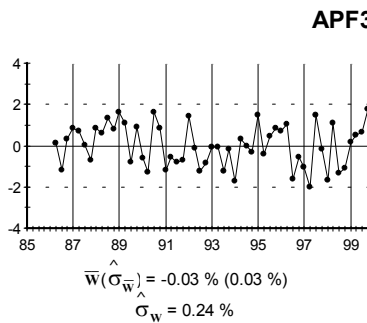
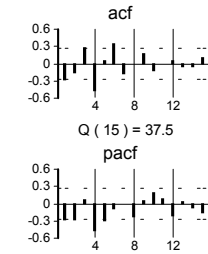
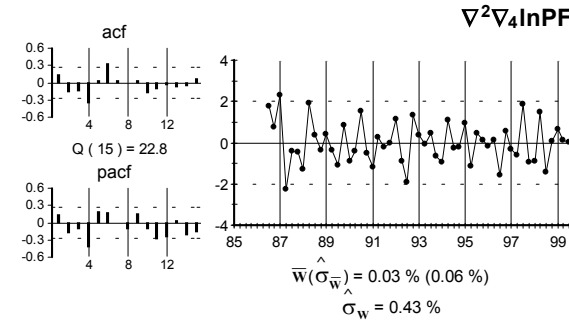
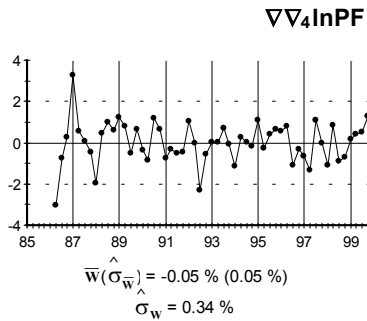
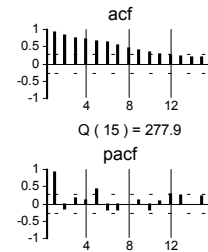
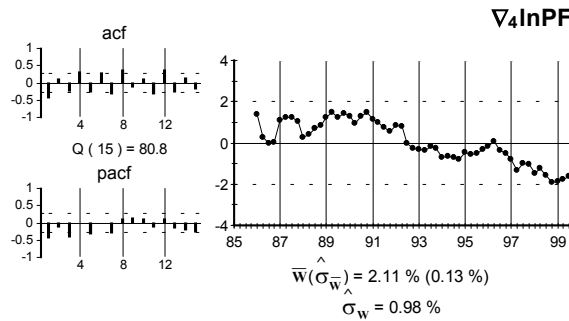
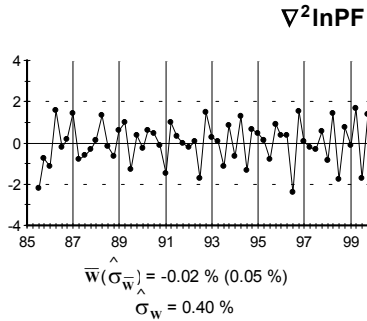
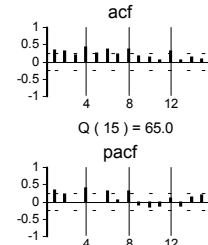
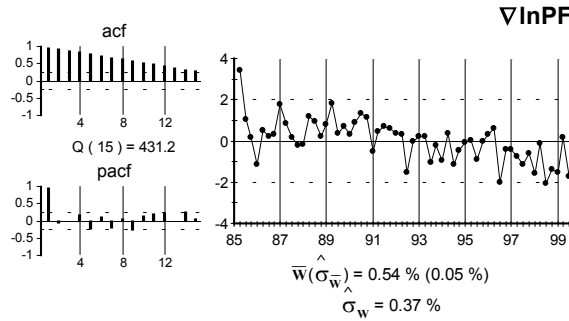
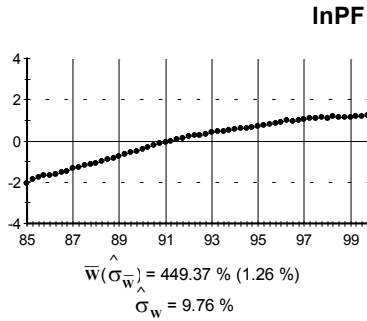


APG3.5

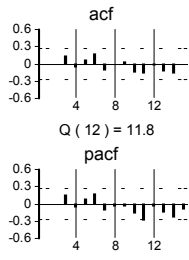
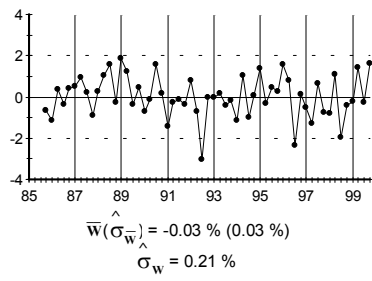








APF3.5



Capítulo 4: Algunos Análisis de Relaciones Internacionales de Inflación

En este capítulo se presenta un conjunto de análisis, principalmente univariantes, que se realizan con el objetivo de buscar relaciones de cointegración entre pu , pg , ps , pj y pf . Se trata de una primera exploración de la posibilidad de que países distintos tengan una tasa de inflación común, presumiblemente como consecuencia de determinado tipo de relaciones internacionales.

Inicialmente se buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación por pares de países. Para ello se realizan análisis univariantes de los diferenciales de las tasas de inflación del UK y Suiza (dus), Suiza y Japón (dsj), el UK y Japón (duj), la RFA y Japón (dgj), la RFA y Suiza (dgs), el UK y la RFA (dug), el UK y Francia (duf), Suiza y Francia ($d sf$), la RFA y Francia ($d gf$) y Japón y Francia ($d jf$).

Se comienza el análisis de estos diferenciales sin incluir la tasa de inflación de Francia. Se concluye que dus , duj y dsj son estacionarios en $f = 0$. Este resultado implica que pu , ps y pj operan en relaciones bivariantes $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1,-1]$, lo que indica que estos países tienen una tasa común de inflación (no estacionaria). Por otro lado, dug , dgs y dgj siguen procesos $I(1)$.

Estos primeros resultados, sin tratar a Francia, plantean la cuestión de por qué pu , ps y pj están cointegradas entre sí y pg no está cointegrada con las tasas de inflación de los países anteriores. La respuesta no parece obvia. Una posibilidad es que la pertenencia de la RFA al SME durante todo el período considerado, circunstancia que no es compartida por ninguno de los otros países del estudio, le otorgue características diferentes al resto de países

considerados, aunque esta idea no explicaría por qué el UK, Suiza y Japón tienen una tasa de inflación común. Para evaluar esta posibilidad, se incluye en el estudio el IPC de Francia que, al igual que la RFA, ha pertenecido al SME durante todo el período. ¿La pertenencia al SME hace que las tasas de inflación de países miembros se encuentren cointegradas $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1,-1]$? En la práctica, ¿está pf cointegrada con pg y no con las tasas de inflación del resto de países analizados?

De los análisis univariantes de duf , dsf , dgf y djf se concluye que ninguno de estos diferenciales es $I(0)$. La no estacionariedad de dgf indica que la pertenencia de la RFA y Francia al SME no otorga carácter $CI(1,1)$.

Dado que todas las tasas de inflación resultan $I(1)$, que dus , duj y $dsj \sim I(0)$ y que todos los demás diferenciales son $I(1)$, se sabe que, en este conjunto de tasas de inflación, hay como máximo tres FNE (y no menos de dos), uno identificado con pg , otro identificado con pf y otro común entre pu , ps y pj .

Para evaluar la posibilidad de que sólo existan dos FNE en este conjunto de tasas de inflación se analiza si existe o no una relación de cointegración entre tres tasas de inflación, pg , pf y una de las tres restantes tasas de inflación. De entre estas tres últimas tasas de inflación, se escoge ps , por las razones presentadas en la Sección 4.2. Se encuentra que pg , pf y ps no operan en una relación trivariante $CI(1,1)$ y, por tanto, que en el conjunto de pu , pg , ps , pj y pf hay tres FNE, no dos.

El capítulo se estructura como sigue. En la Sección 4.1 se presentan los análisis univariantes de los diferenciales de tasas de inflación. La Sección 4.2 incluye el análisis de búsqueda de una relación trivariante $CI(1,1)$ entre pg , pf y ps . Las conclusiones se resumen en la Sección 4.3. En el Apéndice 4.1 se presentan los modelos univariantes citados en el texto y el resumen numérico de su diagnóstico. Los materiales gráficos usados en la

identificación y diagnóstico se presentan en el Apéndice 4.2.

4.1 Análisis univariantes de diferenciales de tasas de inflación

Los análisis que se presentan en esta sección se realizan con el objetivo de buscar relaciones de cointegración entre pares de tasas de inflación.

En esta tesis no se admite la posibilidad de una relación de cointegración entre dos tasas de inflación con vector de cointegración distinto de $[1, -1]$. Dadas dos tasas de inflación $p_{i_t}, p_{j_t} \sim I(1)$, pertenecientes a dos países i y j , si se encontrase una relación bivalente $CI(1,1)$ entre ellas con vector de cointegración $[1, -\alpha]$ siendo $\alpha \neq 1$, esto implicaría que la tasa de variación logarítmica de $P_{i_t}/P_{j_t}^\alpha$, con P_{i_t} y P_{j_t} los índices de precios nominales de los dos países, sigue un proceso $I(0)$. Cada P_{i_t} es un número índice de precios nominales medidos en la unidad monetaria del país i . La unidad de medida de $P_{j_t}^\alpha$, cuando $\alpha \neq 1$, no es la unidad monetaria del país j ; se trata de una transformación no lineal, un cambio en la escala de medida inadmisibles. En términos de tasas de inflación, $\alpha(p_{i_t})$ no es la misma cosa que p_{i_t} cuando $\alpha \neq 1$.

Entre los análisis de los diferenciales de tasas de inflación que no incluyen Francia, los de duj y dsj proporcionan un resultado muy claro de estacionariedad, mientras que también es muy claro el resultado de $dgs \sim I(1)$. Estos resultados obtenidos para sólo tres diferenciales son suficientes para caracterizar el equilibrio estadístico a largo plazo entre pu , pg , ps y pj . Sin embargo, en esta parte del capítulo se opta por analizar todos los diferenciales (seis) entre estas cuatro tasas de inflación. Este procedimiento obliga a tener en cuenta los requisitos de compatibilidad entre resultados de variables relacionadas por identidades contables. Esto es útil en la interpretación de análisis univariantes de resultado ambiguo. Es un procedimiento más costoso (seis en vez de cuatro), pero más concluyente,

porque permite examinar el sistema desde perspectivas útilmente diferentes. El mismo procedimiento se emplea cuando se añade pf al estudio. Se obtiene una conclusión clara de que dgf y dsf no son estacionarios, lo que permitiría derivar, conjuntamente con los resultados anteriores, los órdenes de integración de duf y djf . Sin embargo, estos dos últimos diferenciales se analizan también.

El resto de la sección se estructura como sigue. En la Sección 4.1.1 se describe el proceso de análisis seguido en la construcción del modelo de un diferencial y las Secciones 4.1.2 - 4.1.11 recogen el análisis univariante de dus , dsj , duj , dgj , dgs , dug , duf , dsf , dgf y djf respectivamente. En los casos de dug y djf , aunque se obtiene un resultado de no estacionariedad, este resultado depende del tratamiento de unos pocos incidentes anómalos influyentes, para los que no se tiene información extramuestral. Sin embargo, dados los órdenes de integración del resto de los diferenciales, un sistema compatible entre los mismos implica teóricamente que dug y djf sigan procesos $I(1)$, por lo que esta conclusión parece justificada.

4.1.1 Introducción

Los modelos PU3.4, PG3.4, PS3.2, PJ3.3 y PF3.5 del Cap. 3 se utilizan como puntos de partida para la construcción de los modelos univariantes de los diferenciales de las tasas de inflación. Estos modelos pueden ser expresados equivalentemente como modelos para pu , pg , ps , pj y pf . Por ejemplo, el Modelo PU3.4 en su versión para pu puede expresarse como:

$$pu_t = .018 \xi_t^{1,11/85} + .019 \xi_t^{1,11/90} - .0042 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0042 (-1)^t + N_t \quad (4.1)$$

(.004)
(.004)
(.0004)
(.0004)

$$\nabla N_t = (1 - .50B)a_t \quad (.12)$$

Obsérvese que $-.0042 = (-.0021) + (-.0021)$ y $.0042 = 2(.0021)$, donde $(-.0021)$, $(-.0021)$

y (.0021) son los parámetros $\hat{\alpha}_{10}$, $\hat{\beta}_{10}$ y $\hat{\alpha}_{20}$ del Modelo PU3.4. Por otro lado, en el modelo para pu no aparece $\beta_{11}\text{sen}(\pi t/2)$, ya que en este caso $\hat{\beta}_{11} = 0 = -(-.0021) + (-.0021)$.

Esto procede de que se cumplen las siguientes identidades:

(1) $\nabla \cos(\pi t/2) \equiv \cos(\pi t/2) - \text{sen}(\pi t/2)$, (2) $\nabla \text{sen}(\pi t/2) \equiv \cos(\pi t/2) + \text{sen}(\pi t/2)$ y

(3) $\nabla(-1)^t \equiv 2(-1)^t$. Nótese además que la forma de los términos deterministas de

intervención cambia con respecto a los del Modelo PU3.4, ya que $\nabla \xi_t^{S,t^*} \equiv \xi_t^{I,t^*}$.

Para cada diferencial se estima en primer lugar un modelo, sin estructura ARMA, con los términos deterministas (de intervención y estacionales) y con los operadores AR no estacionarios compatibles con los modelos para las tasas de inflación correspondientes. En la Sección 2.3.4 se describe este modelo con más detalle.

El resultado de la estimación de los modelos indicados aparece en la Tabla 4.1 (*dus4.1*, *dsj4.1*, *duj4.1*, *dgj4.1*, *dgs4.1*, *dug4.1*, *duf4.1*, *dsf4.1*, *dgf4.1* y *djf4.1*). Los gráficos de los residuos de los modelos anteriores así como los de los diferenciales extraídos los términos deterministas presentes en dichos modelos (*dus1*, *dsj1*, *duj1*, *dgj1*, *dgs1*, *dug1*, *duf1*, *dsf1*, *dgf1* y *djf1*), con sus *acflpacf*, se utilizan para la especificación inicial de la estructura ARMA de cada diferencial y se presentan en el Apéndice 4.2.

Alguno(s) de los parámetros deterministas “heredados” de los modelos univariantes de las tasas de inflación, no resultan significativamente distintos de cero en algunos de los diferenciales. No obstante, no se suprimen hasta el final del proceso para evitar que esta restricción influya en los resultados acerca de los órdenes de integración de dichos diferenciales, excepto cuando la situación de estimación está mal definida (muchos parámetros no significativamente distintos de cero y alta correlación entre algunos de los parámetros del modelo).

En los diferenciales que incluyen una tasa de inflación que presenta estacionalidad determinista en $f = 1$ ($f = 2$) y otra que presenta estacionalidad estocástica en $f = 1$ ($f = 2$), la estacionalidad en el diferencial debe ser estocástica en $f = 1$ ($f = 2$), aunque este resultado teórico se refiere a muestras infinitas. En los casos de *dus*, *dsj* y *dug* se obtiene un resultado empírico de estacionalidad determinista en $f = 1$ y en *djf* se obtiene un resultado empírico de estacionalidad determinista en $f = 2$. Este tipo de resultado puede darse en la práctica del análisis de una muestra pequeña. Por ello se admite la conclusión de estacionalidad determinista en frecuencias de un diferencial, aún cuando no es literalmente compatible con las conclusiones del Cap. 3.

En el proceso de análisis de cada diferencial, resultan útiles los gráficos de pu' , ps' , pj' , pg' y pf' , presentados en el Apéndice 4.2. Estos gráficos se utilizan para analizar la procedencia de determinados incidentes anómalos que se observan en los diferenciales.

4.1.2 UK y Suiza (*dus*)

En las *acfpacf* de Adus4.1 se identifica un MA(3). Se añade un operador MA_1 , presente en el modelo univariante de ps , y un MA_0 . El factor MA_1 se estima literalmente no invertible. Como el modelo parece adecuado, se integra en $f = 1$ (Modelo *dus*4.2). La representación de la estacionalidad en $f = 1$ resulta determinista para *dus*. Dado que ps presenta estacionalidad estocástica y pu estacionalidad determinista en $f = 1$, este resultado es del tipo paradójico señalado arriba.

Se añade un AR_1 de sobreajuste y su parámetro no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime. Se contrasta la no invertibilidad del factor MA_0 y se rechaza ($DCD = 22.74$). Cuando se añade un operador AR_0 de sobreajuste, su parámetro resulta significativamente distinto de cero y el parámetro MA_0 se estima literalmente no

invertible. En las *acf/pacf* de la serie residual se observan valores un poco elevados de $r_1(< 0)$, $s_1(< 0)$, $r_2(> 0)$ y $s_2(> 0)$, no explicados por contribuciones de pocos valores extremos. Se añade un AR_2 , porque este operador está presente en el modelo univariante de ps , y el parámetro resulta significativamente distinto de cero. El factor MA_0 se sigue estimando literalmente no invertible. No se observan evidencias de mala especificación de este modelo, por lo que se integra en $f = 0$ (Modelo *dus4.3*). Se contrasta la no estacionariedad del factor AR_0 y se rechaza la hipótesis nula (SF = 2.15).

Aunque el modelo parece adecuado, en la serie residual se observan dos valores extremos en I/85 y en I/86 de signo contrario (proceden de ps y pu respectivamente). Estos dos incidentes en conjunto suponen distorsión negativa sobre r_1 , lo que podría conducir a un sesgo a la baja en la estimación de δ_0 y, por tanto, a una conclusión errónea de $dus \sim I(0)$. Cuando se introduce I,IV/85 e I,I/86 en el Modelo *dus4.3*, aunque no varía la conclusión del contraste de no estacionariedad (SF = 2.34), $\hat{\delta}_2$ cambia significativamente y se estima por debajo de su desviación típica ($\hat{\delta}_2 = -.14(.19)$), por lo que se suprime del modelo. Se contrasta y se rechaza la no estacionariedad de δ_0 de forma muy contundente (SF = 4.05). Cuando se añade un MA_0 de sobreajuste, su parámetro no resulta significativamente distinto de cero y la conclusión del contraste de no estacionariedad de δ_0 no varía (SF = 2.24).

En la serie residual de este último modelo $AR(1)$, no presentado, se observa un valor extremo en I/93 (procede de pu). Se introduce I,I/93 en una operación de diagnóstico por sobreajuste. No resulta influyente sobre los parámetros del modelo ni sobre la conclusión del contraste de no estacionariedad (SF = 3.99), aunque la introducción de un operador MA_0 de sobreajuste da lugar a un rechazo solamente marginal (SF = 1.77). Por esta razón, y dado que no se dispone de información extramuestral que lo justifique, no se mantiene este término de

intervención en el modelo final para *dus*.

Los impulsos en IV/85 y I/86 no resultan significativamente diferentes de tamaño y se impone esta restricción en el modelo. Se contrastan las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista y no se rechaza $\alpha_{11} + \alpha_{21} = 0$, lo que sugiere que *dus* no presenta estacionalidad en el cuarto trimestre. En el Modelo *dus*4.4 se imponen estas restricciones.

4.1.3 Suiza y Japón (*dsj*)

En las *acf/pacf* de *Adsj*4.1 se identifica un MA(2) con r.i. Se añade al modelo un MA₁, presente en el modelo univariante de *ps*. Posteriormente se detecta y se añade al modelo anterior un MA₀ (Modelo *dsj*4.2). El coeficiente r_3 de la *acf* es un poco elevado. Se explica en gran parte por las contribuciones de sólo dos pares de residuos. Lo mismo ocurre con r_4 . Se contrasta la no invertibilidad del factor MA₀ y no se rechaza (DCD = .26), por lo que se integra en $f = 0$. El parámetro del AR₀, que se añade de sobreajuste, no resulta significativamente distinto de cero y se suprime.

Se contrasta la no invertibilidad del factor MA₁ y no se rechaza (DCD = .88), por lo que se integra en $f = 1$. La representación de la estacionalidad en $f = 1$ resulta determinista para *dsj*. Dado que *ps* presenta estacionalidad estocástica y *pj* estacionalidad determinista en $f = 1$, este resultado es del tipo paradójico señalado arriba. Se añade un AR₁ de sobreajuste, pero el parámetro no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime.

En los residuos se observa un extremo de -3.0σ en IV/98. Además, junto con $\hat{a}_{III/98}$, supone distorsión negativa sobre r_1 y, en consecuencia, podría conducir a una conclusión errónea de I(0). Para evaluar esta posibilidad, se introduce I,IV/98, procedente de *pj*, en todos los modelos mencionados. El I,IV/98 no influye sobre el orden de integración de *dsj* ni

en $f = 0$, ni en $f = 1$, y tampoco influye sobre los parámetros estimados. No se dispone de información extramuestral que justifique el I,IV/98, por lo que no se incluye en el modelo final para dsj .

Se contrastan las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista del modelo y no se rechaza la hipótesis $-\beta_{10} - \alpha_{20} = 0$, lo que indica que dsj no presenta estacionalidad en el tercer trimestre. El Modelo $dsj4.3$, presentado en la Tabla 4.1 incorpora esta restricción.

El valor de r_3 de la acf residual es un poco elevado. La mayor parte se explica por la contribución de un par de residuos. No se aprecia ninguna otra evidencia de mala especificación, por lo que este modelo parece adecuado para dsj .

4.1.4 UK y Japón (duj)

A partir de las $acf/pacf$ de $duj1$ se especifica un $AR(3)$ con μ . Se contrasta la no estacionariedad del factor AR_0 y se rechaza (SF = 2.12). El parámetro α_{20} no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime (Modelo $duj4.2$). Esta restricción ($\alpha_{20} = 0$) significa que duj no presenta comportamiento estacional en $f = 2$. El resultado del contraste de no estacionariedad no cambia (SF = 2.13). Se contrasta el resto de las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista y se rechazan todas. Este modelo parece adecuado para duj .

4.1.5 RFA y Japón (dgj)

Se especifica un $MA(2)$ con r.i. a partir de las $acf/pacf$ de $Adgj4.1$. Se añade un operador MA_1 , presente en el modelo univariante de pg . En las $acf/pacf$ de los residuos parece que queda estructura por incorporar al modelo, $AR(2)$ con r.i. y/o MA_0 . Se ensaya con estas dos especificaciones. El Modelo $dgj4.2$ incorpora un operador $AR(2)$ con r.i., mientras

que el modelo $dgj4.3$ incorpora un operador MA_0 . El Modelo $dgj4.2$ representa un poco mejor los datos: sus *acf/pacf* parecen más compatibles con las de una muestra de un proceso de ruido blanco, su desviación típica residual es un poco menor y no presenta un residuo tan extremo en IV/98 como el que se observa en $Adgj4.3$. Por ello se continua la presentación a partir del Modelo $dgj4.2$. Las conclusiones que se obtienen acerca de los órdenes de integración en $f = 0$ y $f = 1$ no cambian cuando se considera el Modelo $dgj4.3$.

En el Modelo $dgj4.2$ se contrasta la no invertibilidad del operador MA_1 y se rechaza (DCD = 6.40). Cuando se añade un AR_1 de sobreajuste, aunque su parámetro no resulta significativamente distinto de cero, se rechaza la hipótesis nula solamente de forma marginal (DCD = 2.06). No obstante, en estas circunstancias, no parece sensato tratar la estacionalidad en $f = 1$ como determinista.

A pesar de que no hay evidencia en las *acf/pacf* de $Adgj4.2$ de la presencia de un MA_0 , se añade este operador para contrastar la hipótesis de no invertibilidad y examinar de nuevo la conclusión de $dgj \sim I(1)$. El parámetro λ_0 no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\phi}_2$. Se trata de un modelo sobreparametrizado pero aun así, se contrasta la no invertibilidad del MA_0 y se rechaza (DCD = 4.64). Se concluye que $dgj \sim I(1)$.

4.1.6 RFA y Suiza (*dgs*)

En las *acf/pacf* de la serie $Adgs4.1$ se identifica un $MA(2)$ con r.i. Se añade un MA_1 , presente en los modelos univariantes de *pg* y *ps*. En las *acf/pacf* de los residuos se identifica un AR_2 , presente en los modelos univariantes de *pg* y *ps*, que se incorpora al modelo anterior. En el modelo resultante, el factor MA_1 se estima literalmente no invertible. Este modelo parece adecuado, por lo que se integra en $f = 1$ (Modelo $dgs4.2$). En las *acf* de $Adgs4.2$

destacan los valores algo elevados de r_4 y r_8 , y de otros retardos no anuales de orden alto. La mayor parte del valor de cada coeficiente se explica por la contribución de un par de residuos. El AR_1 que se añade de sobreajuste no resulta significativamente distinto de cero, por lo que no se mantiene en el modelo.

Se obtiene así una representación determinista de la estacionalidad en $f = 1$. Dado que, en pg y ps , la representación de la estacionalidad es estocástica en $f = 1$, este resultado implica que pg y ps están cointegrados en $f = 1$. Sin embargo, como se señala en las Secciones 3.2.2 y 3.2.3 del Cap. 3, los modelos de pg y ps con estacionalidad determinista en $f = 1$ no son marcadamente inferiores a los que tienen estacionalidad estocástica en $f = 1$, por lo que este resultado de cointegración estacional no parece muy relevante.

No se aprecian evidencias de un MA_0 en las $acf/pacf$ de $Adgs4.2$. Sin embargo, para examinar la conclusión de $dgs \sim I(1)$, se incluye un MA_0 de sobreajuste. El parámetro λ_0 se estima negativo, aunque no significativamente distinto de cero, y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\delta}_2$. Se contrasta la hipótesis de no invertibilidad del MA_0 y se rechaza ($DCD = 3.98$).

Se observa un valor extremo en $I/95$ de -3.0σ en $Adgs4.2$. Para evaluar su influencia se introduce $I,I/95$ en el modelo (procede de ps). El término $I,I/95$ influye sobre β_{10} , ya que, cuando se incluye, β_{10} deja de ser significativamente distinto de cero. Por tanto, $I,I/95$ se mantiene en el modelo a pesar de que no se dispone de información extramuestral que lo explique. Se estudia también la influencia de $I,I/95$ sobre las decisiones acerca de los órdenes de integración de dgs en $f = 0$ y $f = 1$ y se concluye que no influye sobre ninguna de ellas.

En el modelo resultante de suprimir β_{10} se contrasta el resto de las hipótesis de simplificación de la estacionalidad determinista y no se rechaza $-\alpha_{10} + 2\alpha_{20} = 0$. Nótese que

cuando $\beta_{10} = 0$, la hipótesis $-\alpha_{10} + 2\alpha_{20} = 0$ equivale a la hipótesis $\omega_{10} - \omega_{20} = 0$ y a la hipótesis $\omega_{30} - \omega_{20} = 0$, lo que significa que los coeficientes asociados a la estacionalidad de dgs en los tres primeros trimestres no difieren. En el Modelo $dgs4.3$ se impone esta restricción. Este modelo parece adecuado para dgs .

4.1.7 UK y RFA (dug)

Se especifica un MA(2) con r.i. a partir de *acflpacf* de $Adug4.1$. Se añade al modelo un operador MA₁, presente en el modelo univariante de pg . En las *acflpacf* de los residuos se identifica un MA₀, que se añade al modelo anterior. El modelo resultante parece adecuado. Se contrasta la no invertibilidad del factor MA₁ y no se rechaza (DCD = 0.00). Se integra en $f = 1$. Dado que pu presenta estacionalidad determinista en $f = 1$ y pg estacionalidad estocástica en $f = 1$, se obtiene aquí un resultado paradójico del tipo de los mencionados en casos previos. El parámetro del AR₁, que se añade de sobreajuste, no resulta significativamente distinto de cero, por lo que no se mantiene en el modelo. Se contrasta la no invertibilidad del factor MA₀ y se rechaza de forma contundente (DCD = 39.98). Cuando se añade un AR₀ de sobreajuste, su parámetro no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_0$. La conclusión de $dug \sim I(1)$ no varía (DCD = 2.66).

Se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos de estacionalidad determinista y no se rechaza $-\alpha_{10} + \beta_{10} = 0$, lo que implica que el parámetro asociado a $\text{sen}(\pi/2)$ en el modelo formulado para ∇dug no resulta significativamente distinto de cero. El Modelo $dug4.2$ incorpora esta última restricción. Este modelo parece adecuado.

En $dug1$ se observa S,IV/90. La serie $dug2$ es la misma serie que $dug1$, excepto que se extrae también el S,IV/90 (Modelo $dug4.3$). A pesar de que los gráficos de datos no están

muy bien centrados en ninguno de los dos casos, *dug2* cruza más veces la media global que *dug1* a lo largo de la muestra. El resultado de no estacionariedad de *dug* muy bien podría verse afectado por el S,IV/90. Esta posibilidad se investiga a continuación.

A partir de las *acf/pacf* de *Adug4.3* se especifica un MA_1 , presente en el modelo univariante de *pg*. En las *acf/pacf* residuales del modelo resultante se identifica un MA_0 , que se añade al modelo anterior. Posteriormente, se detecta y se añade un AR_0 . El MA_1 se estima literalmente no invertible y, dado que el modelo parece adecuado, se integra en $f = 1$. Con este resultado, se aprecia que S,IV/90 no influye sobre la decisión acerca del orden de integración en $f = 1$. El operador AR_1 que se añade de sobreajuste no resulta significativamente distinto de cero, por lo que no se mantiene en el modelo.

Se contrasta la no invertibilidad del MA_0 y, tal como se sospechaba, no se rechaza (DCD = .44), por lo que se integra en $f = 0$. Se obtiene así, un resultado de $dug \sim I(0)$. El S,IV/90, por tanto, influye sobre la decisión acerca del orden de integración en $f = 0$ de *dug*.

Se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos de estacionalidad determinista y no se rechaza $-\alpha_{10} + \beta_{10} = 0$. El Modelo *dug4.4* incorpora la restricción anterior. En la *acf* de *Adug4.4* se observa que r_7 es un poco elevado, pero se explica en gran parte por la contribución de dos pares de residuos. Se aprecia que S,IV/90 no influye sobre el resultado de los contrastes de simplificación de los términos de estacionalidad determinista.

Este S,IV/90 procede en parte de *pu* y en parte de *pg*. En el gráfico de la serie *pu'* se observan -S,IV/90 y -S,I/91, aunque son efectos pequeños. Aunque en *pg'* no resulta obvio, en *pg* está presente +I,IV/90, ó, equivalentemente, +S,IV/90 y -S,I/91 del mismo tamaño. Los escalones en I/91 de ambas series son del mismo tamaño y signo, lo que explica que no

se observe ningún incidente en I/91 en dug . La resta de los escalones en IV/90 presentes en pu y pg se traduce en el escalón negativo que se observa en el diferencial en la misma fecha (de mayor tamaño que los presentes en pu y pg). Ninguno de estos incidentes influye sobre el orden de integración de las tasas de inflación correspondientes.

Los resultados, claros, acerca del orden de integración de los diferenciales anteriores implican, que $dug \sim I(1)$, por lo que se acepta esta conclusión a pesar de la influencia de S,IV/90 sobre este resultado. Además, la presencia de S,IV/90 en el modelo para dug implicaría la presencia de $-S,IV/90$ en pu (un cambio permanente de la misma) y no se dispone de información extramuestral que justifique un incidente tan peculiar en pu . Se concluye, por tanto, que $dug \sim I(1)$.

4.1.8 UK y Francia (duf)

En las $acf/pacf$ de Aduf4.1 se identifica un MA(2) con r.r., equivalente a un MA₀ y un MA₂. En las $acf/pacf$ de los residuos destacan los valores un poco elevados de $r_2 (<0)$ y $r_4 (>0)$, no explicados por contribuciones de unos pocos valores extremos. Se añade un AR₁, presente en el modelo univariante de pf , y su parámetro se estima significativamente distinto de cero. Los residuos del modelo resultante y sus $acf/pacf$ parecen compatibles con los de un proceso de ruido blanco. El parámetro del MA₀ se estima no significativamente distinto de cero (y negativo) y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_2$. Este MA₀ no se suprime, de momento, para contrastar la hipótesis de no invertibilidad de este operador y estudiar así el orden de integración en $f = 0$. No obstante, se puede reducir el grado de sobreparametrización, porque los parámetros asociados a los términos deterministas I,I/87 y $\text{sen}(\pi t/2)$ no resultan significativamente distintos de cero. Se suprimen estos dos términos deterministas (Modelo duf4.2).

El MA_0 se estima no significativamente distinto de cero, negativo y altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_2$. A pesar de que el modelo está claramente sobreparametrizado, se contrasta la no invertibilidad del MA_2 y se rechaza (DCD = 8.18). Esta conclusión no varía si se suprime el MA_0 , sin o con un AR_2 de sobreajuste, parámetro que no resulta significativamente distinto de cero (DCD = 23.86 y DCD = 3.98 respectivamente). Se estudia también la no invertibilidad del MA_0 y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 24.48). Se obtiene, por tanto, una conclusión de $duf \sim I(1)$. Cuando se suprime el operador MA_0 , el modelo resultante (duf4.3) parece adecuado para duf .

4.1.9 Suiza y Francia (*dsf*)

Un examen detenido de las *acf/pacf* de la serie *Ads4.1*, permite identificar los operadores MA_1 y MA_2 presentes en los modelos univariantes de *ps* y *pf* respectivamente (Modelo *dsf4.2*). En las *acf/pacf* de *Ads4.2* se observan valores de r_3 , r_4 y r_{12} potencialmente relevantes. Sin embargo, ello no conduce a una reformulación del modelo, porque cada uno de ellos se explica en gran parte por la contribución de un par de residuos. Este modelo parece adecuado para *dsf*.

Se contrasta la no invertibilidad del MA_2 y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 27.06). Cuando se añade un AR_2 de sobreajuste, su parámetro no resulta significativamente distinto de cero, se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_2$, y la conclusión del contraste de no invertibilidad de λ_2 no varía (DCD = 6.92), por lo que no se mantiene este operador en el modelo. Se contrasta también la no invertibilidad del MA_1 y se rechaza (DCD = 27.32). Cuando se añade un AR_1 de sobreajuste, su parámetro no resulta significativamente distinto de cero y la conclusión del contraste no varía (DCD = 7.04), por lo que no se mantiene este operador en el modelo. Se concluye que la estacionalidad de *dsf*

es estocástica en $f = 1$ y $f = 2$.

No se observa la configuración de un MA_0 en las *acf/pacf* de *Adsf4.2*. No obstante, para examinar la conclusión de $dsf \sim I(1)$, se introduce un MA_0 y se contrasta la no invertibilidad de este operador. El parámetro λ_0 no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_2$. Se contrasta y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de λ_0 (DCD = 37.02). Se obtiene, por tanto, una conclusión clara de $dsf \sim I(1)$.

Los parámetros de los términos deterministas I,II/85 e I,I/87 no resultan significativamente distintos de cero, por lo que se suprimen (Modelo *dsf4.3*). Este modelo parece adecuado para *dsf*.

4.1.10 RFA y Francia (*dgf*)

En las *acf/pacf* de *Adgf4.1* se identifica un $MA(2)$ con r.i. Se introduce en el modelo un operador MA_1 , presente en el modelo univariante de *pg*. Posteriormente, se añade un MA_2 presente en el modelo univariante de *pf*, que se identifica en las *acf/pacf* de los residuos (Modelo *dgf4.2*).

En *Adgf4.2* destaca un extremo en I/95 (-3.2σ). En *Adgf4.1* no se observa ningún hipo del extremo en I/95, por lo que éste podría ser el hipo de un +I,I/94. Este impulso parece proceder en parte de *pg*, donde se observa +I,I/94 pequeño, y en parte de *pf*, donde se observa -I,I/94 pequeño. Para evaluar la influencia de este incidente, se introduce I,I/94 en el modelo anterior (Modelo *dgf4.3*). Como se observa en *Adgf4.3*, esta formulación parece apropiada. El parámetro λ_2 estimado cambia significativamente con respecto al Modelo *dgf4.2*. Por tanto, el I,I/94 se mantiene en el modelo para *dgf*, a pesar de que no se dispone de información extramuestral que lo justifique. El Modelo *dgf4.3* parece adecuado.

Se contrasta la no invertibilidad del MA_2 y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 43.44). Cuando se añade un AR_2 de sobreajuste, ningún parámetro ARMA resulta significativamente distinto de cero y el modelo presenta correlaciones elevadas entre estos parámetros. A pesar de que se trata de un modelo claramente sobreparametrizado, se contrasta la no invertibilidad de λ_2 y se rechaza (DCD = 6.14). No se mantiene este AR_2 en el modelo. Se contrasta y se rechaza también la no invertibilidad del MA_1 (DCD = 58.54). Cuando se añade un AR_1 de sobreajuste, el parámetro se estima no significativamente distinto de cero y el resultado del contraste es el mismo, por lo que este operador se suprime.

No se observa la configuración de un MA_0 en las *acf/pacf* de Adgf4.3. A pesar de ello, se introduce un MA_0 para evaluar la conclusión de $dgf \sim I(1)$. Los parámetros de los operadores MA_0 y MA_2 se estiman iguales, no significativamente distintos de cero y altamente correlacionados entre sí. Se trata de un modelo sobreparametrizado. No obstante, se contrasta la hipótesis de no invertibilidad del MA_0 y se rechaza (DCD = 55.14). Se concluye que $dgf \sim I(1)$.

Se analiza la influencia de I,I/94 sobre las decisiones acerca de los órdenes de integración de dgf y se concluye que I,I/94 no resulta influyente sobre las decisiones acerca de los órdenes de integración en $f = 0$ y $f = 1$. Sin embargo, si resulta influyente sobre la decisión acerca del orden de integración en $f = 2$: en el modelo con un operador AR_2 de sobreajuste y sin I,I/94, no se rechaza la no invertibilidad del operador MA_2 . Esto último también justifica que se mantenga el I,I/94 en el modelo final. En cualquier caso, destaca que la conclusión de $dgf \sim I(1)$ no se ve afectada por este I,I/94.

4.1.11 Japón y Francia (*djf*)

A partir de las *acf/pacf* de la serie Adjf4.1 se especifica un $MA(2)$ con r.r. Se

introduce un operador MA_2 , presente en el modelo univariante de pf , y un operador MA_0 . El parámetro λ_2 se estima literalmente no invertible. Este modelo parece adecuado, por lo que se integra en $f = 2$. Dado que pj presenta estacionalidad determinista en $f = 2$ y pf estacionalidad estocástica en $f = 2$, la conclusión, de estacionalidad determinista en $f = 2$ para djf , es del tipo paradójico comentado arriba. Se añade un AR_2 de sobreajuste y su parámetro resulta significativamente distinto de cero, dando lugar al Modelo $djf4.2$. No hay evidencias de mala especificación.

Se contrasta la no invertibilidad del operador MA_0 y el resultado del contraste es ambiguo ($DCD = 1.78$). Se rechaza la hipótesis nula al 90% de confianza (1.00), pero no se rechaza al 95% de confianza (1.94). Cuando se añade un AR_0 de sobreajuste, los parámetros AR_0 y AR_2 se estiman iguales y no significativamente distintos de cero, y se encuentran altamente correlacionados entre sí. El contraste de no invertibilidad del operador MA_0 sigue ambiguo ($DCD = 1.50$).

Los resultados acerca del orden de integración en $f = 0$ de los diferenciales anteriores, indican que $djf \sim I(1)$. Determinados incidentes anómalos, en forma de impulsos, que se observan en $Adjf4.2$, pueden distorsionar el resultado del contraste a favor de $djf \sim I(0)$: I,I/86; IC,III/93 y I,IV/98. Por otra parte, un examen del gráfico de $djfl$ revela que no se presentan incidentes de tipo escalón, que podrían distorsionar el contraste hacia $djf \sim I(1)$.

El I,I/86 procede en parte de pj , donde se observa +I,I/86 pequeño y, en parte de pf , donde se observa -I,I/86 pequeño. Los otros dos términos de intervención (IC,III/93 y I,IV/98) proceden de pj .

Al introducir los tres parámetros de intervención en el Modelo $djf4.2$, el parámetro δ_2

se estima no significativamente distinto de cero (-.18 (.18)), y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_0$, por lo que se suprime. El modelo resultante parece adecuado.

Se contrasta la no invertibilidad de λ_0 y se rechaza de forma contundente (DCD = 5.06). Cuando se añade un AR_0 de sobreajuste, el parámetro se estima negativo, aunque no significativamente distinto de cero, y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\lambda}_0$. El resultado del contraste no varía (DCD = 4.92). No se mantiene este AR_0 en el modelo. Se obtiene, por tanto, una conclusión de $djf \sim I(1)$.

El parámetro α_{10} no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime (Modelo djf4.3). Se analiza la influencia de cada uno de estos tres términos de intervención sobre los parámetros del Modelo djf4.3 y sobre la conclusión $djf \sim I(1)$ (en el Modelo djf4.3 y en el que incluye un operador AR_0 de sobreajuste). El I,I/86 resulta individualmente influyente sobre el resultado del contraste de no invertibilidad del MA_0 , en el sentido de que el contraste DCD es ambiguo si no se incluye este parámetro de intervención. Por ello se mantiene en el modelo final para djf , a pesar de que no se dispone de información extramuestral que lo explique. Los términos de intervención IC,III/93 y I,IV/98 no resultan influyentes sobre los parámetros del Modelo djf4.3, ni sobre la conclusión $djf \sim I(1)$, sin o con un AR_0 de sobreajuste, ni por separado ni en conjunto. No se dispone de información extramuestral que explique estos incidentes, por lo que se suprimen (Modelo djf4.4).

En las *acf/pacf* de Adjf4.4 se observa que $\tau_1 (<0)$ es un poco elevado. Se explica en su mayor parte por las contribuciones de dos pares de residuos. No se detecta ninguna otra evidencia de mala especificación. Se contrastan las hipótesis de simplificación de los parámetros de estacionalidad determinista y se rechazan todas.

4.2 Búsqueda de una relación trivariante CI(1,1) entre tasas de inflación de RFA, Francia y Suiza

En esta sección se presenta el análisis de búsqueda de cointegración trivariante CI(1,1) entre pg , pf y alguna de pu , ps , pj . Si se detecta una relación trivariante CI(1,1) entre las tres, dados los resultados de la sección anterior, se concluye que, en las cinco tasas de inflación, sólo se presentan dos FNE; si no, hay tres.

Se trata, en principio, de un análisis trivariante, pero de hecho, en vez de modelizar tres tasas de inflación, se realiza un análisis bivariante de dos diferenciales de inflación, si se excluyen, como es razonable, cambios no lineales de la escala de medida de los índices de precios nominales. Más adelante se elige tratar ps , en vez de pu ó pj , con pg y pf , y se realiza un análisis bivariante de búsqueda de cointegración entre $dsf \equiv ps - pf$ y $dgs \equiv pg - ps$. Si se detecta $dsf - \alpha(dgs) \sim I(0)$ para algún valor $\alpha \neq 0$, esto equivale a

$$pg - \alpha_1(pf) - (\alpha_2)ps \sim I(0) \text{ con } \alpha_1 = -1/\alpha \text{ y } \alpha_2 = (1 + \alpha)/\alpha.$$

En esta tesis no se admite la posibilidad de que $\alpha_1 + \alpha_2 \neq 1$, ya que una relación trivariante CI(1,1) entre pg , pf y ps con $\alpha_1 + \alpha_2 \neq 1$ implicaría que se admiten cambios no lineales en la escala de medida de uno de los tres índices de precios nominales correspondientes.

Para cada selección de “tercer” país (pu , ps ó pj), se pueden considerar tres análisis posibles de pares de diferenciales. De hecho, se elige tratar ps , en vez de pu ó pj , y se trata a través de un análisis entre dsf y dgs , en vez de entre dsf y dgf (o entre dgs y dgf). Es decir, de nueve análisis bivariantes posibles, se elige realizar uno.

Este procedimiento de análisis difiere del procedimiento exhaustivo empleado en la sección anterior. Allí se emplea un procedimiento relativamente caro, por el número de

análisis, y seguro en cuanto a resultados. Aquí se emplea un procedimiento relativamente barato, por hacer un solo análisis, y menos seguro en cuanto a resultados, por no contar con nueve análisis compatibles, aunque se espera suficientemente seguro para los fines de este trabajo.

La diferencia de procedimiento señalada aconseja una elección (de una de las nueve opciones) basada en criterios convincentes de diseño del análisis. Se observa que ps es la única tasa de inflación del estudio que admite un modelo univariante sin intervenciones y cuyo modelo no presenta ningún residuo muy extremo. Además, los análisis de diferenciales revelan que ni dgs ni dsf presentan hechos anómalos que influyan en la decisión sobre el orden de integración. Por otra parte, muchos de los otros pares de diferenciales relevantes presentan hechos anómalos problemáticos. Por ejemplo, aparece en ambos de dug y dif un hecho anómalo, cuyo parámetro resulta influyente en la decisión sobre el orden de integración, para el cual no se conoce información extramuestral que lo justifique, y que no es asignable a uno solo de los países.

Además del criterio de escoger dos diferenciales relevantes cuyos modelos no presentan hechos anómalos de origen desconocido e influyentes en la decisión sobre el orden de integración, se emplea el criterio de escoger dos diferenciales relevantes cuyo carácter estacional no sea incompatible con los resultados sobre las tasas de inflación correspondientes, ni empíricamente ambiguo. Como dgf tiene un modelo que presenta un hecho anómalo que no puede asignarse a uno sólo de los países y que es influyente en el orden de integración en $f = 2$, se excluye este diferencial.

Se comienza el análisis con la estimación de una regresión estática de dsf' versus dgs' , donde dsf' se refiere al diferencial dsf aplicado el operador $(1 + B^2)(1 + B)$ y dgs' se refiere al diferencial dgs extraídos los términos deterministas presentes en su modelo

univariante (dgs4.3) y al que se le aplica el operador $(1 + B^2)(1 + B)$. A ambos diferenciales se les aplica el operador $(1 + B^2)(1 + B)$, porque la variable dependiente, dsf , presenta estacionalidad estocástica en $f = 1, 2$.

Los residuos de la regresión estática se presentan en el Apéndice 4.2 (*RE*). La serie *RE* parece no estacionaria, porque deambula y porque los coeficientes de la *acf* decrecen muy lentamente de forma lineal. La apariencia de la serie *RE* en los últimos años de la muestra parece diferente al resto, por lo que puede ser cuestionable asumir que el proceso estocástico no cambia a lo largo de todo el período analizado. No obstante, no se investiga la posibilidad de un cambio estructural, porque no se dispone de suficientes observaciones en la última parte de la muestra y se decide realizar el análisis tratando el proceso estocástico como homogéneo.

Se especifica en primer lugar un modelo que incluye un operador $AR(1)$, un MA_1 y un MA_2 (Modelo RE4.1). Estos dos últimos operadores se incluyen en el modelo, a pesar de que no se identifican claramente en las *acf/pacf* de la serie *RE*, porque están presentes en el modelo univariante de *dsf*. Se contrasta la no estacionariedad del $AR(1)$ y no se rechaza ($SF = .03$).

Se aprecia que r_3 y s_3 de las *acf/pacf* de ARE4.1 son un poco elevados y no se explican por la contribución de pocos pares de residuos extremos. Se aprecia también una cierta estructura sinusoidal en la *acf*. Se sospecha que falta estructura $AR(2)$ con r.i. por incorporar al modelo, aunque no se observa $s_2 < 0$. Esto último es debido a que la estructura en este retardo queda recogida por el operador MA_1 . Por todo lo anterior se añade al modelo un operador $AR(2)$ con r.i. (RE4.2).

Los parámetros del $AR(2)$ resultan significativamente distintos de cero. El parámetro

$\hat{\lambda}_1$ se debilita mucho con respecto al modelo anterior y el parámetro $\hat{\lambda}_2$ cambia de signo (por lo que se llama λ_0), es muy débil y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\phi}_1$. El parámetro del AR(1) se estima muy alto, por encima del valor umbral del estadístico SF (.93), por lo que se obtiene un resultado claro de no estacionariedad de RE.

El Modelo RE4.2 parece representar mejor los datos que el Modelo RE4.1: las *acf/pacf* parecen más limpias y su desviación típica residual es un poco menor.

Se aprecia que la media muestral de ARE4.2 es un poco alta en relación a su desviación típica, por lo que se añade al modelo el parámetro μ . Este parámetro se estima no significativamente distinto de cero y no se aprecia ningún cambio en el resto de los parámetros del modelo o en los instrumentos de diagnosis, por lo que se suprime.

Los coeficientes elevados que se observan en la *acf* de ARE4.2 se explican en gran parte por las contribuciones de muy pocos pares de residuos. En el gráfico de residuos se observan dos incidentes anómalos de gran tamaño en II/94 y I/96, del tipo escalón en nivel, que podrían distorsionar al alza el valor estimado del AR(1) e influir en el resultado SF favoreciendo I(1).

Se introducen S,II/94 y S,I/96 en el Modelo RE4.2. En el modelo resultante, el incidente en I/96 no está bien representado y se añade SII/96. Con esto, la representación del incidente en estas fechas parece adecuada. Los parámetros de este modelo no cambian significativamente con respecto al Modelo RE4.2. El parámetro del AR(1) se sigue estimando por encima del valor umbral del estadístico SF.

Se detecta un incidente anómalo, de -2.7σ en IV/86 de tipo escalón, en los residuos del modelo con los incidentes en II/94 y I/96–II/96 incluidos, que podría distorsionar al alza el valor estimado del AR(1). Se incluye S,IV/86 para analizar su influencia. En los residuos del modelo resultante se aprecia que este hecho anómalo no está representado de forma

adecuada y se añade S,I/87. En el nuevo modelo este incidente parece estar representado de forma adecuada. Los parámetros de este modelo no cambian significativamente con respecto a los del Modelo RE4.2, aunque se debilitan aún más los dos operadores MA. El parámetro del AR(1) se estima por encima del valor umbral del estadístico. En la Tabla 4.3 se presenta el modelo anterior una vez suprimidos, por no significativamente distintos de cero, los parámetros MA (Modelo RE4.3).

Se aprecia que la media residual del Modelo RE4.3 es alta en relación a su desviación típica. Se añade el parámetro μ y no resulta significativamente distinto de cero. El valor de r_7 es algo elevado, pero se explica en gran parte por las contribuciones de dos pares de residuos.

Es destacable que ninguno de los incidentes anteriores influye, por separado o en conjunto, sobre la decisión acerca del orden de integración. La conclusión de que la serie *RE* no es estacionaria parece robusta.

Se impone la restricción $\delta_0 = 1$ en el modelo RE4.3. No se aprecia ningún cambio relevante en los demás parámetros estimados o en los instrumentos de diagnosis. Al igual que en el modelo anterior la media residual es un poco alta en relación a su desviación típica. Se añade el parámetro μ al modelo y resulta significativamente distinto de cero (Modelo RE4.4). Este modelo parece adecuado. Se aprecia que r_7 es algo elevado, pero se explica en gran parte por las contribuciones de dos pares de residuos.

Se añade un MA_0 de sobreajuste para volver a evaluar la conclusión $RE \sim I(1)$. El MA_0 no resulta significativamente distinto de cero y se rechaza de forma contundente la hipótesis de no invertibilidad de este operador ($DCD = 7.98$).

En el modelo RE4.2, que no incluye términos de intervención, se impone la restricción $\delta_0 = 1$ (Modelo RE4.5). Apenas se aprecian cambios en los parámetros del

modelo o en los instrumentos de diagnosis con respecto al modelo RE4.2. Se contrasta la no invertibilidad del operador MA_0 y se rechaza de forma contundente ($DCD = 7.96$).

Los análisis presentados en esta sección revelan de forma suficientemente clara que la serie RE no es estacionaria y que los incidentes anómalos observados en los datos no resultan influyentes sobre esta conclusión. Es cierto que un análisis exhaustivo, desde todas las perspectivas posibles, incluyendo nueve análisis bivariantes del tipo presentado en esta sección, podría aumentar la confianza acerca del resultado que rechaza $CI(1,1)$ entre pg , pf y alguno de pu , ps y pj . Pero un solo análisis bien diseñado ofrece un resultado en que se puede tener bastante confianza.

4.3 Conclusiones

Los análisis presentados en este capítulo revelan que dus , duj y dsj parecen $I(0)$. Se concluye en el Cap. 3 que las tasas de inflación de dichos países siguen procesos $I(1)$. Por tanto, el hecho de que estos diferenciales sean estacionarios indica que las tasas de inflación de estos países operan en relaciones bivariantes $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1,-1]$, es decir, hay una sola tasa de inflación entre estos tres países. Por otro lado, se encuentra que dug , dgs y dgj parecen $I(1)$, lo que implica que la tasa de inflación de la RFA no es la misma que la tasa común entre los otros tres países.

Los modelos univariantes obtenidos para dus , dsj y duj presentan medias positivas, lo que indica que hay más inflación en el UK que en Suiza y más en Suiza que en Japón, en esta muestra.

En la mayoría de los diferenciales anteriores, se evalúa, mediante análisis de intervención, la influencia de determinados hechos anómalos sobre la decisión acerca del orden de integración. Únicamente en el caso de dug el resultado acerca del orden de integración en $f = 0$ parece sensible a un incidente anómalo. Pero, en todo caso, se

presentan razones suficientes para la conclusión de $dug \sim I(1)$.

Se realizan también análisis univariantes de duf , dgf , dsf y djf . Se encuentra que estos diferenciales son $I(1)$. Como tanto la RFA como Francia forman parte del SME durante todo el período analizado, estos resultados indican que la pertenencia al SME no es relevante en la comprensión de los resultados hasta aquí señalados. Únicamente en el caso de djf , el resultado acerca del orden de integración en $f = 0$ depende del tratamiento de un único incidente anómalo.

Los resultados mencionados acerca de los órdenes de integración de los diferenciales implican que como máximo hay tres FNE (y al menos dos) en el conjunto de las tasas de inflación analizadas, uno asociado con pg , otro con pf , y otro común a pu , ps y pj . Es posible, sin embargo, que existan sólo dos FNE. Para estudiar esta cuestión se analiza si pg , pf y ps operan o no en una relación trivariante $CI(1,1)$. En la práctica, se realiza un análisis univariante de los residuos de la regresión estática estimada de dsf versus dgs . Un resultado de estacionariedad de los residuos de dicha regresión estática sugeriría que existe una relación trivariante $CI(1,1)$ entre pg , pf y ps y, por tanto, que en las cinco tasas de inflación de este estudio sólo hay dos FNE. Este análisis revela claramente que los residuos de la regresión estática anterior no son estacionarios y, por tanto, que no hay dos FNE, sino tres.

Apéndice 4.1: Tablas

Este apéndice describe los modelos univariantes señalados en el texto del Cap. 4.

La Tabla 4.1 recoge los modelos estimados de los diferenciales de tasas de inflación. La Tabla 4.2 presenta la información diagnóstica numérica de los modelos presentados en la tabla anterior. A continuación se presenta la regresión estática estimada de dsf' versus dgs' , donde dsf' se refiere a la serie dsf aplicado el operador $(1+B^2)(1+B)$ y dgs' se refiere a la serie dgs extraídos los términos deterministas de su modelo univariante (dgs4.3) y aplicado el operador $(1+B^2)(1+B)$. La Tabla 4.3 recoge los modelos univariantes estimados de la serie residual de la regresión estática (RE) y en la Tabla 4.4 se presenta la información diagnóstica numérica de la regresión estática y de los modelos presentados en la Tabla 4.3.

En las cuatro tablas el nombre de cada modelo estimado se sitúa en la 1ª columna. La Tabla 4.1 incluye los términos de intervención, especificando su fecha, tipo (impulso, I, escalón, S ó impulso compensado, IC) y valor estimado del parámetro $\hat{\omega}_0$, los parámetros estimados de los términos deterministas estacionales ($\hat{\alpha}_{10}$, $\hat{\beta}_{10}$, $\hat{\alpha}_{20}$), el parámetro μ estimado si el modelo lo tiene, los operadores AR con raíces de módulo uno presentes en el modelo, los parámetros estimados de la estructura ARMA y la desviación típica residual estimada ($\hat{\sigma}_a$). En el caso de que el modelo presente un operador AR(2) con raíces imaginarias no restringido en frecuencia, se presenta también el factor de amortiguamiento estimado (\hat{fa}) y el período estimado (\hat{per}). Todos los parámetros estimados van acompañados de su desviación típica estimada entre paréntesis.

En general, las columnas que se presentan en la Tabla 4.1 se presentan también en la Tabla 4.3, excepto que en esta última tabla no se incluyen las columnas correspondientes a los parámetros estimados de los términos deterministas estacionales ($\hat{\alpha}_{10}$, $\hat{\beta}_{10}$, $\hat{\alpha}_{20}$) y a los parámetros $\hat{\delta}_1$ y $\hat{\delta}_2$.

La forma general de los modelos presentados en las Tablas 4.1 y 4.3 puede escribirse:

$$z_t \equiv \sum_i \omega_i \xi_t^i + \alpha_{10} \cos \frac{\pi t}{2} + \beta_{10} \text{sen} \frac{\pi t}{2} + \alpha_{20} (-1)^t + N_t \quad (\text{A41.1})$$

$$\phi(B)\Phi(B)(\nabla(1+B^2)(1+B)N_t - \mu) = \Theta(B)a_t$$

con $\omega_i \xi_t^i$ un término de intervención, $\phi(B) \equiv (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)$,

$\Phi(B) \equiv (1 - \delta_0 B)(1 - \delta_1 B^2)(1 - \delta_2 B)$ y $\Theta(B) \equiv (1 - \lambda_0 B)(1 - \lambda_1 B^2)(1 - \lambda_2 B)$ y donde los parámetros ARMA, si están presentes en el modelo, verifican las siguientes restricciones $\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$, $0 < \delta_0 < 1$, $-1 < \delta_1 < 0$, $-1 < \delta_2 < 0$, $0 < \lambda_0 < 1$, $-1 < \lambda_1 < 0$ y $-1 < \lambda_2 < 0$.

Las Tablas 4.2 y 4.4 contienen la información diagnóstica numérica de los modelos presentados en las Tablas 4.1 y 4.3. Incluyen la media residual (\bar{a}) y su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$), el estadístico Q de Ljung-Box calculado sobre 15 retardos (entre paréntesis aparece el número de grados de libertad) e información acerca de los residuos cuyo valor tipificado es mayor o igual en valor absoluto que dos desviaciones típicas residuales.

Tabla 4.1 (cont.): Modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación

Modelo	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR con Raíces de Módulo Uno	$\hat{\mu}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	Estructura ARMA								
	Fecha	Tipo	$\hat{\alpha}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	$\hat{\beta}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	$\hat{\alpha}_{20}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]			$\hat{\phi}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$)	$\hat{\phi}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$)	$\hat{\delta}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_0}$)	$\hat{\delta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$)	$\hat{\delta}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$)	$\hat{\lambda}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_0}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	$\hat{\sigma}_a$ (%)
dgj4.3	II/89	I	-1.2 (0.2)													
	III/91	I	1.3 (0.4)													
	IV/91	I	.78 (.39)									.87 (.10)	-.87 (.09)			.43
	I/93	I	1.3 (0.4)													
	II/97	I	-2.2 (0.3)													
	III/91	I	.67 (.36)													
dgs4.1¹	IV/91	I	1.1 (0.4)													
	I/93	I	1.5 (0.3)													

1. Coeficiente de correlación estimado entre los parámetros estimados de I,III/91 e I,IV/91: -.72.

Tabla 4.1 (cont.): Modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación

Modelo	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR con Raíces de Módulo Uno	$\hat{\mu}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$) [(%) (%)]	Estructura ARMA										
	Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [(%) (%)]	$\hat{\alpha}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$) [(%) (%)]	$\hat{\beta}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$) [(%) (%)]			$\hat{\alpha}_{20}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$) [(%) (%)]	$\hat{\phi}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$)	$\hat{\phi}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$)	$\hat{\delta}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_0}$)	$\hat{\delta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$)	$\hat{\delta}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$)	$\hat{\lambda}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_0}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
dug4.1 ¹	II/85	I	.26 (.49)															
	II/90	I	1.3 (0.2)															
	III/91	I	-.96 (.37)															
	IV/91	I	-.86 (.37)															
	I/93	I	-2.4 (0.2)															.49

1. Coeficiente de correlación estimado entre los parámetros estimados de I,III/91 e I,IV/91: -.74.

Tabla 4.1 (cont.): Modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación

Modelo	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR con Raíces de Módulo Uno	$\hat{\mu}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	Estructura ARMA										
	Fecha	Tipo	$\hat{\alpha}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	$\hat{\beta}_{10}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	$\hat{\alpha}_{20}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]			$\hat{\phi}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$)	$\hat{\phi}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$)	$\hat{\delta}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_0}$)	$\hat{\delta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$)	$\hat{\delta}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$)	$\hat{\lambda}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_0}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	$\hat{\sigma}_a$ (%)		
duf4.2 ¹	II/85	I	1.1 (0.4)															
	II/90	I	1.7 (0.3)															
duf4.3	II/85	I	1.1 (0.4)															
	II/90	I	1.7 (0.3)															
dsf4.1	II/85	I	-43 (.43)															
	I/87	I	-38 (.30)															
dsf4.2	II/85	I	-43 (.36)															
	I/87	I	-22 (.25)															

1. El coeficiente de correlación estimado entre $\hat{\lambda}_0$ y $\hat{\lambda}_2$ es -.91.

Tabla 4.2: Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación

Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$)	$\left[\begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
dus4.1	-0.03 (.09)		41.7 (15)	II/86	-2.5	III/86 2.7
dus4.2	-0.01 (.06)		17.0 (14)	I/86	2.5	I/93 -2.4
dus4.3	.00 (.05)		12.6 (13)	I/86 I/93	2.4 -3.0	III/88 2.0
dus4.4	-0.00 (.05)		17.3 (14)	IV/90 III/97	-2.3 2.0	I/93 -2.8
dsj4.1	.00 (.14)		61.4 (15)	I/86 I/94	-2.2 -2.3	II/86 2.2 I/99 2.2
dsj4.2	-0.01 (.06)		9.7 (13)	I/86 IV/98	-2.2 -2.7	I/94 -2.3
dsj4.3	.00 (.06)		8.3 (15)	I/86	-2.2	IV/98 -3.0
dúj4.1	.01 (.08)		23.4 (15)	II/87 IV/98	-3.0 -2.5	IV/90 -2.2
dúj4.2	.01 (.06)		4.7 (12)	II/87 I/93	-2.4 -2.7	I/89 2.1 IV/98 -2.6
dgj4.1	.01 (.10)		47.4 (15)	I/86 I/99	-2.3 2.3	II/86 2.1
dgj4.2	.03 (.06)		4.9 (12)	I/86	-2.1	IV/98 -2.6
dgj4.3	.05 (.06)		7.6 (13)	I/86 IV/98	-2.2 -3.3	I/89 2.1
dgs4.1	.01 (.07)		77.1 (15)	I/95 IV/97	-2.4 -2.5	III/97 2.3
dgs4.2	.00 (.04)		20.6 (14)	I/94	2.1	I/95 -3.0
dgs4.3	.00 (.03)		13.9 (14)	I/99	-2.4	
dug4.1	-0.03 (.07)		21.2 (15)	II/86 II/91 IV/94	-2.2 -2.4 3.0	III/86 2.7 III/94 -2.0
dug4.2	-0.01 (.05)		11.0 (14)	I/86	2.4	IV/90 -2.7
dug4.3	.01 (.06)		23.6 (15)	II/86 III/94	-2.6 -2.2	III/86 2.9 IV/94 3.1

Tabla 4.2: (cont.) Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación

Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$)	$\left[\begin{array}{c} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
dug4.4	.00 (.04)		9.6 (14)	IV/85		-2.9
duf4.1	.02 (.07)		25.9 (15)	I/86 I/93	III/86 III/93	-2.1 2.4
duf4.2	.01 (.05)		4.9 (12)	IV/86 I/94	I/93 I/99	-2.3 -2.1
duf4.3	.01 (.05)		4.9 (13)	IV/86 I/94	I/93 I/99	-2.3 -2.1
dsf4.1	.04 (.06)		49.4 (15)	IV/89 I/96	II/94	-2.7 -2.4
dsf4.2	.01 (.05)		13.4 (13)	IV/91	I/96	-2.1 -2.1
dsf4.3	.01 (.05)		12.9 (13)	IV/91 I/96	II/94	-2.1 -2.0 -2.0
dgf4.1	.04 (.04)		14.5 (15)	IV/86 I/95	IV/87	2.0 -3.0
dgf4.2	.02 (.04)		5.9 (13)	IV/86	I/95	-2.3 -3.2
dgf4.3	.02 (.03)		6.1 (13)	IV/86		-2.8
djf4.1	.01 (.08)		35.1 (15)	III/86 II/99	III/91	-2.3 -2.6 -2.0
djf4.2	.03 (.06)		9.6 (13)	IV/93	IV/98	-2.2 2.6
djf4.3	.02 (.05)		24.9 (14)	II/87	I/91	2.1 2.0
djf4.4	.04 (.06)		12.8 (14)	IV/93	IV/98	-2.7 2.4

Regresión estática estimada de dsf' versus dgs'

$$dsf'_t = -.00083 - .51dgs'_t + RE_t$$

(.00163) (.12)

(A41.2)

$$\hat{\sigma}_{RE} = 1.2\%$$

Tabla 4.3: Modelos univariantes de los residuos de la regresión estática dsf' vs. dgs'

Modelo	Términos de Intervención			d	$\hat{\mu}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$) [%] [(%)]	Estructura ARMA						$\hat{\sigma}_a$ (%)
	Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [%] [(%)]			$\hat{\phi}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$)	$\hat{\phi}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$)	$\hat{\delta}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_0}$)	$\hat{\lambda}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_0}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	
RE4.1				0				.91 (.07)		-.30 (.22)	-.61 (.32)	.28
RE4.2 ¹				0		.90 (.23)	-.53 (.14)					.26
					$\hat{fa} = .73$ ($\hat{\sigma}_{\hat{fa}}$) (.10)		.96 (.04)	.29 (.24)	-.20 (.18)			
RE4.3	IV/86	S	-.45 (.20)	0		.82 (.13)	-.37 (.14)	.99 (.01)				.20
	I/87	S	-.35 (.20)									
	II/94	S	-.71 (.14)									
	I/96	S	-.86 (.18)									
	II/96	S	-.44 (.19)									

1. El coeficiente de correlación estimado entre $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\lambda}_0$ es .85

Tabla 4.3 (cont.): Modelos univariantes de los residuos de la regresión estática dsf' vs. dgs'

Modelo	Términos de Intervención			d	$\hat{\mu}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]	Estructura ARMA						$\hat{\sigma}_a$ (%)
	Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [$\frac{\%}{(\%)}$]			$\hat{\phi}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$)	$\hat{\phi}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$)	$\hat{\delta}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_0}$)	$\hat{\lambda}_0$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_0}$)	$\hat{\lambda}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$)	$\hat{\lambda}_2$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$)	
RE4.4	IV/86	S	-47 (.19)	1	-11 (.04)	.75 (.13)	-43 (.13)					.19
	I/87	S	-37 (.19)									
	II/94	S	-76 (.15)			$\hat{fa} = .66$ ($\hat{\sigma}_{\hat{fa}}$) (.10) $\hat{per} = 6.5$ ($\hat{\sigma}_{\hat{per}}$) (0.7)						
	I/96	S	-94 (.18)									
	II/96	S	-52 (.18)									
RE4.5 ¹				1		.93 (.21)	-54 (.13)					.27
						$\hat{fa} = .73$ ($\hat{\sigma}_{\hat{fa}}$) (.09) $\hat{per} = 7.1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{per}}$) (1.3)	.33 (.21)					

1. El coeficiente de correlación estimado entre $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\lambda}_0$ es .81

Tabla 4.4: Instrumentos de diagnosis de la regresión estática dsf' vs. dgs' y de los modelos de los residuos de la regresión estática

Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$) $\left[\begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
dsf' vs. dgs' ¹	-0.00 (.16)	224.1 (15)	IV/86 II/87	-2.1 -2.2	I/87	-2.4
RE4.1	.02 (.04)	18.0 (12)	IV/86 I/96	-2.7 -3.2	II/94	-2.5
RE4.2	.03 (.03)	14.0 (10)	IV/86 I/96	-2.3 -3.3	II/94	-3.0
RE4.3	.06 (.03)	11.3 (12)	IV/91	-2.6		
RE4.4	-0.00 (.03)	9.2 (13)	IV/91	-2.4	IV/93	-2.0
RE4.5	.03 (.04)	15.3 (11)	IV/86 I/96	-2.0 -3.3	II/94	-3.0

1. Regresión estática de dsf' vs. dgs'

Apéndice 4.2: Gráficos

Este apéndice incluye los instrumentos gráficos de identificación y diagnóstico utilizados en la construcción de los modelos univariantes del Cap. 4.

En primer lugar, se presentan los instrumentos gráficos empleados en la construcción de los modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación y, en segundo lugar, se presentan los instrumentos gráficos empleados en la búsqueda de cointegración bivalente entre dsf y dgs .

En cuanto a la construcción de modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación, primero se presentan los gráficos tipificados de las series pu , ps , pj , pg y pf , extraídos los términos deterministas de intervención y estacionales presentes en los modelos univariantes de cada una de ellas (pu' , ps' , pj' , pg' y pf').

A continuación se presenta el gráfico de datos tipificado de cada diferencial extraídos los términos deterministas de intervención y estacionales del modelo que se estima primero ($dus4.1$, $djs4.1$, etc.). Cada uno de estos modelos incluye los términos deterministas de intervención presentes en los modelos univariantes de las dos tasas de inflación y los términos deterministas de estacionalidad asociados a la(s) frecuencia(s) en la(s) que ambas tasas de inflación presentan estacionalidad determinista. Estas series se denotan con el mnemotécnico del diferencial seguido del número uno.

Se presentan también los gráficos tipificados de residuos de los modelos univariantes de los diferenciales de tasas de inflación señalados en el texto. Estas series residuales se denotan anteponiendo la letra A al nombre del modelo correspondiente. Las series residuales de los modelos especificados en primer lugar para cada diferencial cumplen las siguientes

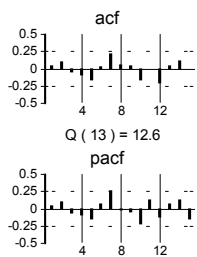
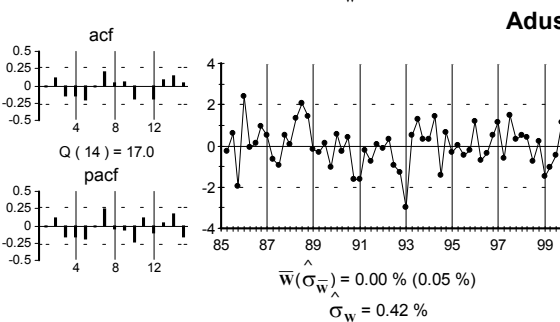
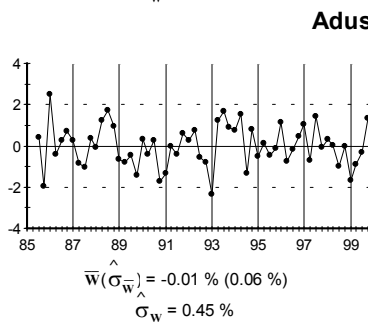
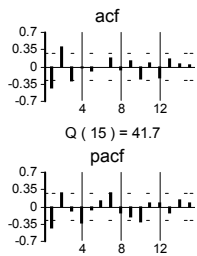
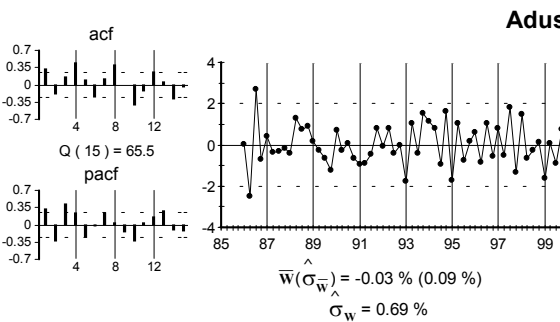
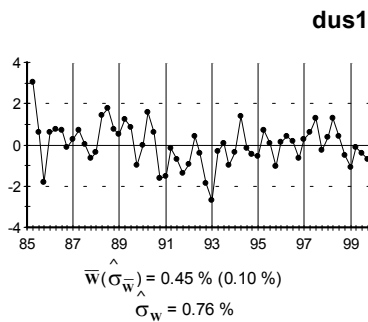
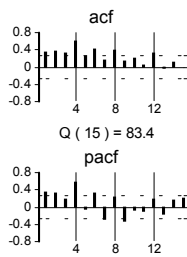
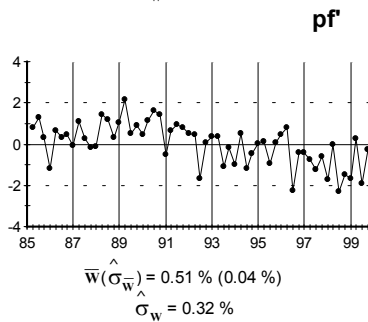
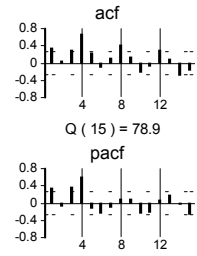
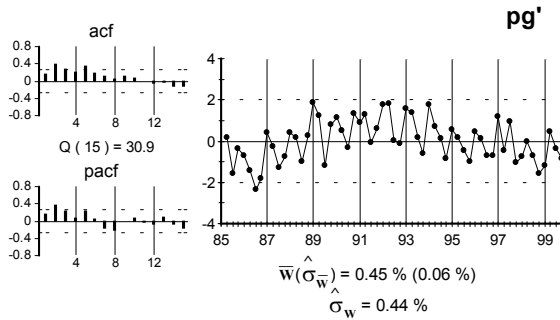
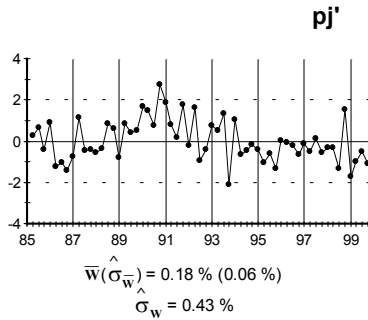
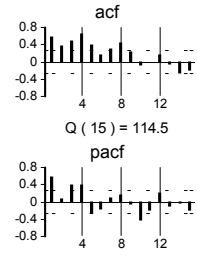
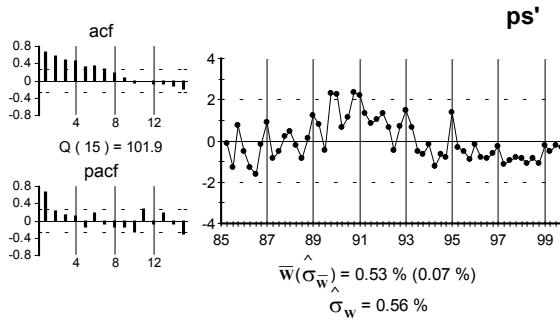
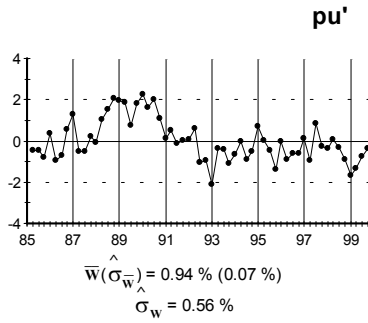
identidades: $Adus4.1 \equiv \nabla(1+B^2)dus1$, $Adsj4.1 \equiv \nabla(1+B^2)dsj1$, $Aduj4.1 \equiv \nabla duj1$,
 $Adgj4.1 \equiv \nabla(1+B^2)dgj1$, $Adgs4.1 \equiv \nabla(1+B^2)dgs1$, $Adug4.1 \equiv \nabla(1+B^2)dug1$,
 $Aduf4.1 \equiv \nabla(1+B)duf1$, $Adsf4.1 \equiv \nabla_4 dsf1$, $Adgf4.1 \equiv \nabla_4 dgf1$ y $Adjf4.1 \equiv \nabla(1+B)djf1$.

En el caso de *dug* se presenta además el gráfico de datos tipificado de la variable extraídos los términos deterministas presentes en el Modelo dug4.3 (*dug2*). La serie residual de este modelo cumple $Adug4.3 \equiv \nabla(1+B^2)dug2$.

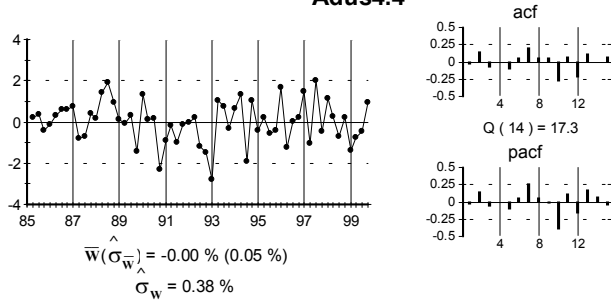
En cuanto a la búsqueda de cointegración bivalente entre *dsf* y *dgs*, se presenta en primer lugar el gráfico de los residuos de la regresión estática estimada de *dsf'* versus *dgs'* (*RE*), donde *dsf'* se refiere a la serie *dsf* una vez aplicado el operador $(1+B^2)(1+B)$ y *dgs'* se refiere a la serie *dgs* una vez extraídos los términos deterministas presentes en su modelo univariante y aplicado el operador $(1+B^2)(1+B)$.

A continuación se presentan los gráficos de residuos de los modelos univariantes de la serie *RE*. Estas series de residuos se denominan anteponiendo la letra A al nombre del modelo correspondiente.

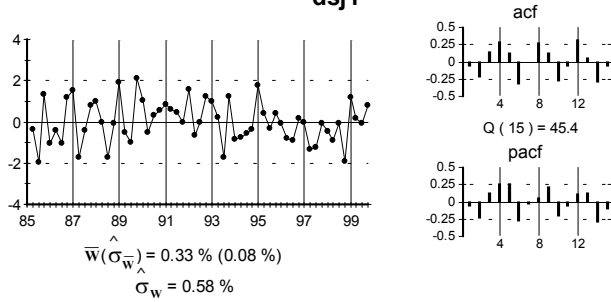
En todos los gráficos, el eje horizontal se divide con líneas verticales cada dos años, que se refieren al primer trimestre del año indicado. Al pie del gráfico aparecen la media muestral de la serie (\bar{w}), su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_w$) y la desviación típica de la serie ($\hat{\sigma}_w$), donde *w* se refiere a la variable definida en la cabecera. Cada gráfico temporal va acompañado por los gráficos correspondientes de las *acf/pacf*. Las líneas verticales en estos gráficos señalan los retardos anuales y las horizontales $\pm 2/\sqrt{N}$, siendo *N* el número de observaciones. Bajo la *acf* se presenta el valor del estadístico *Q* de Ljung y Box, calculado con 15 retardos, con el número de grados de libertad entre paréntesis.



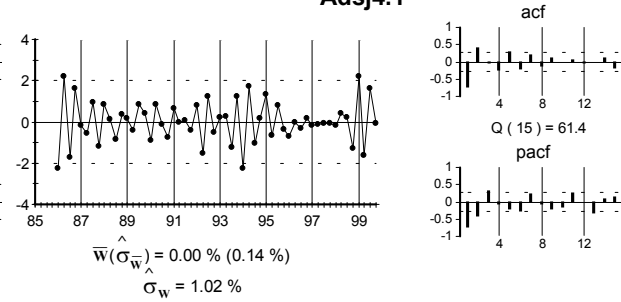
Adus4.4



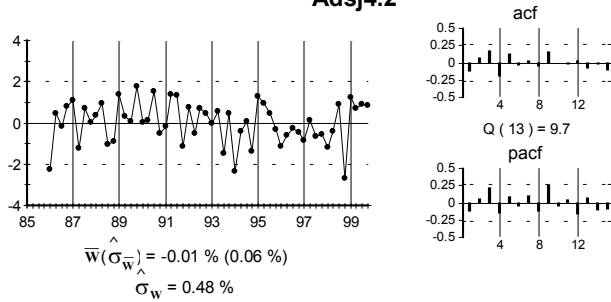
dsj1



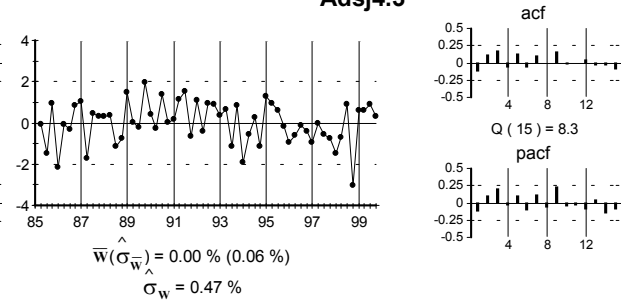
Ads4.1



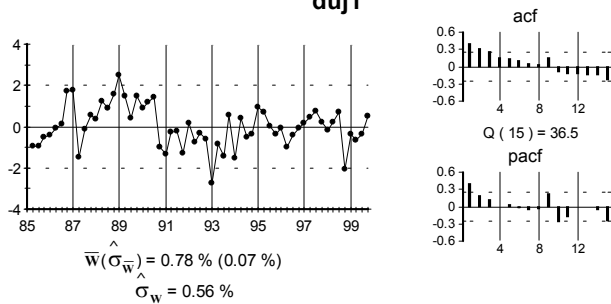
Ads4.2



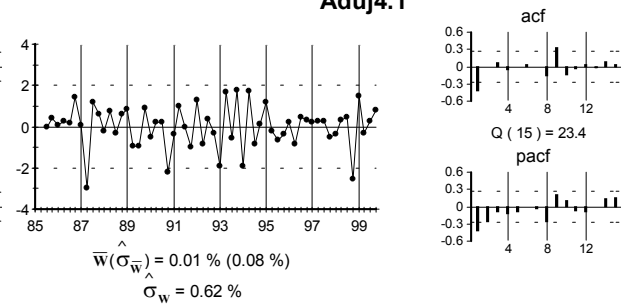
Ads4.3



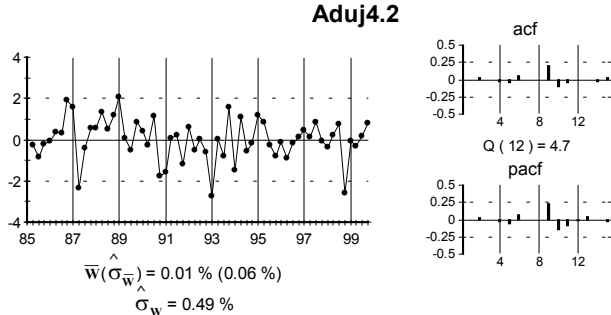
duj1

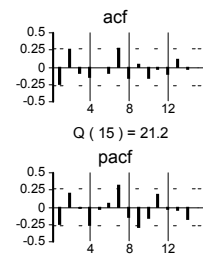
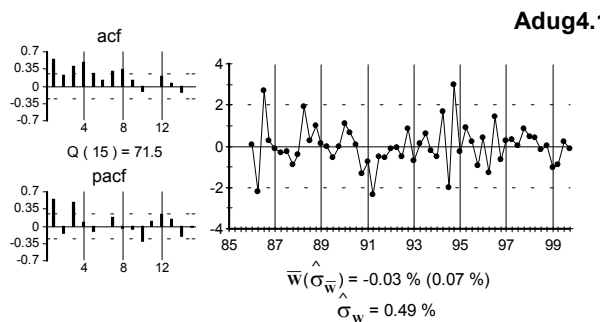
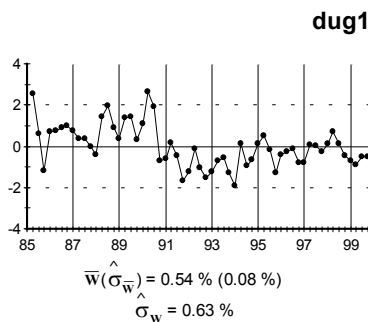
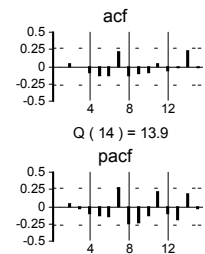
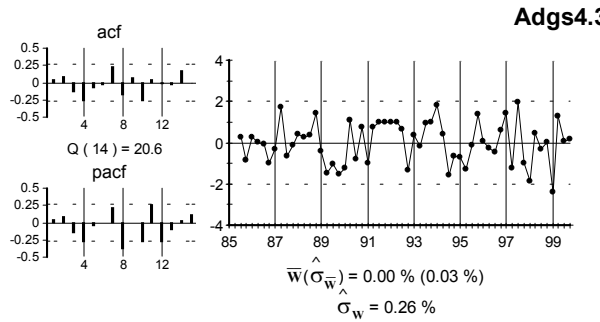
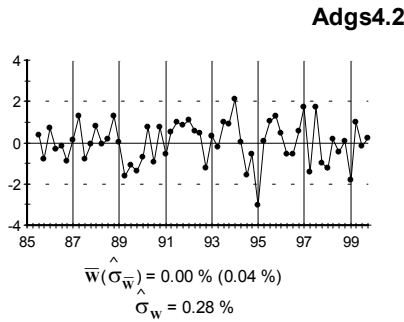
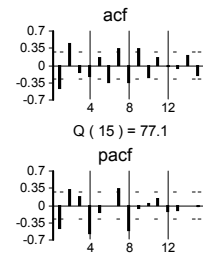
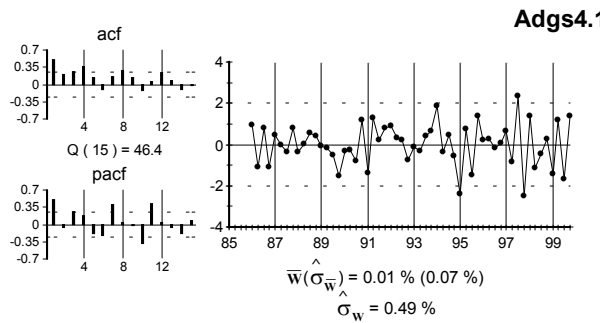
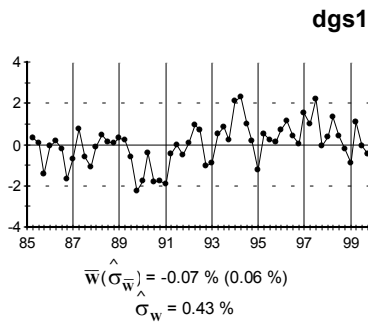
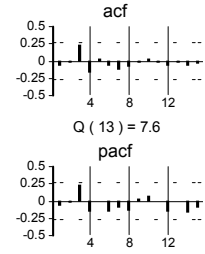
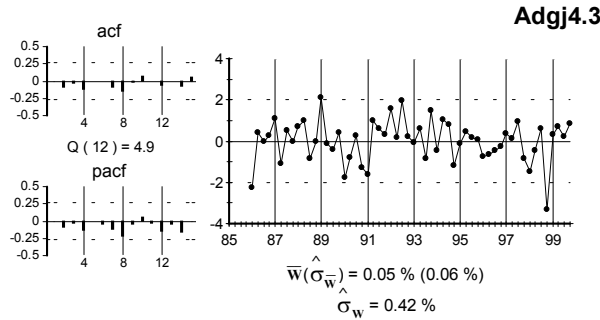
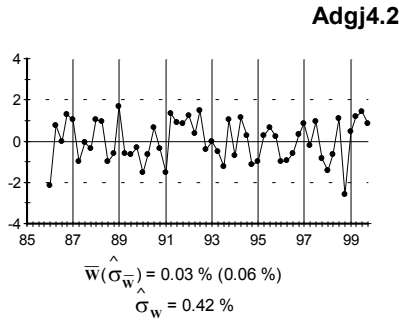
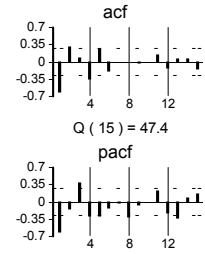
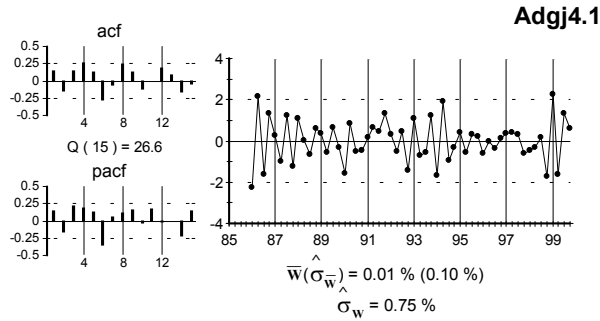
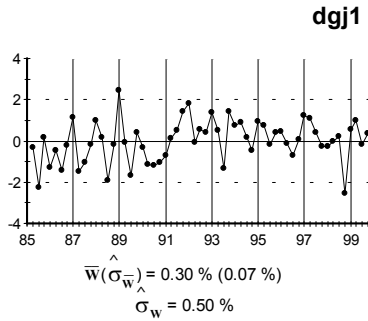


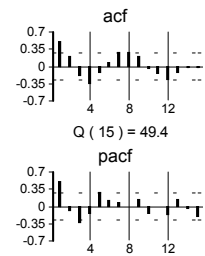
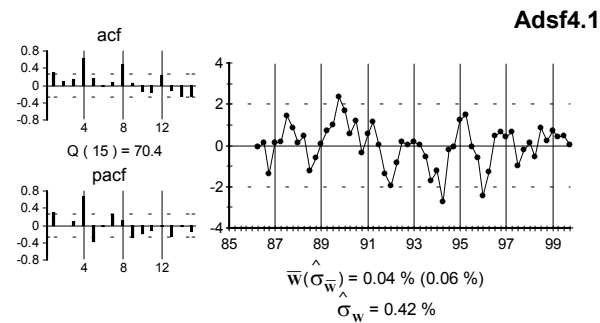
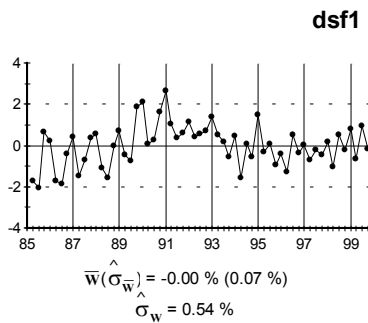
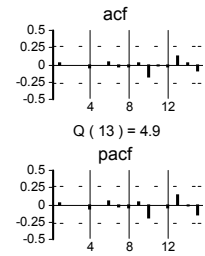
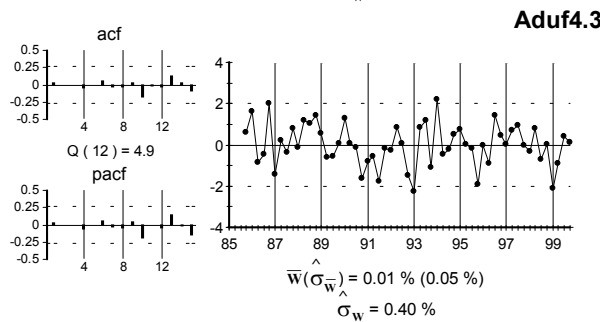
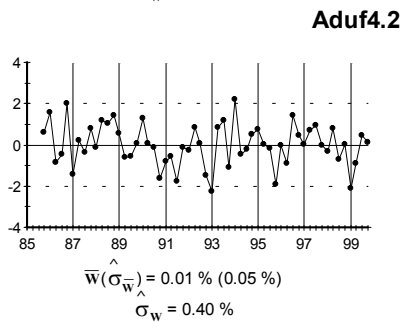
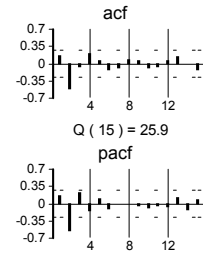
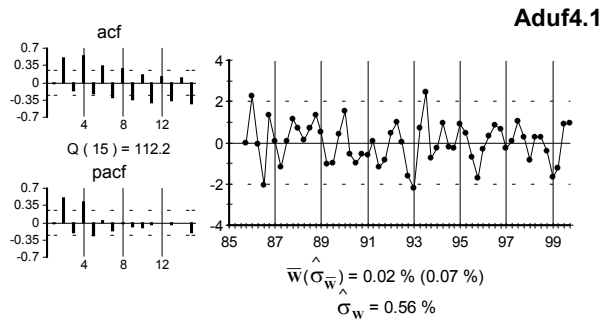
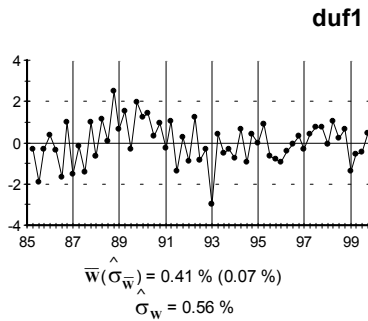
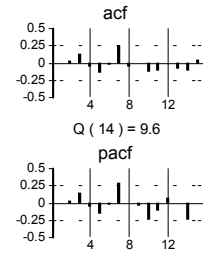
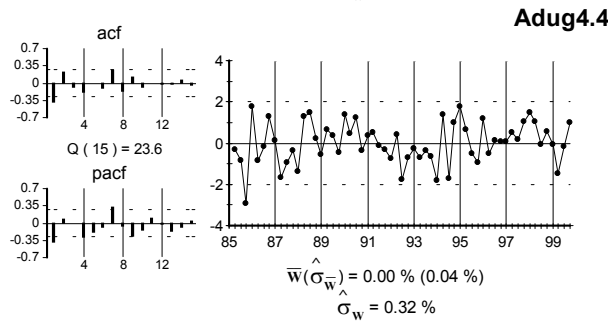
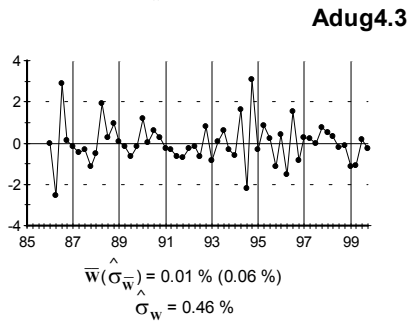
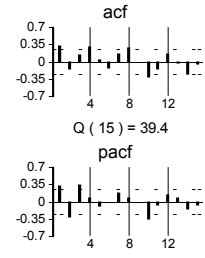
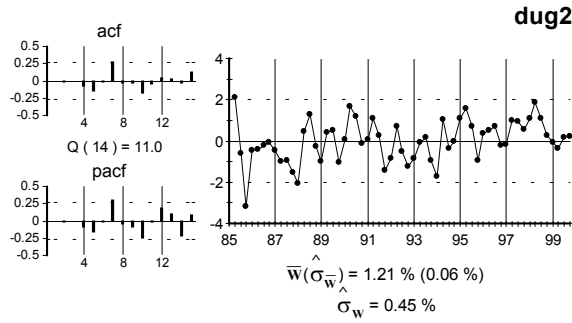
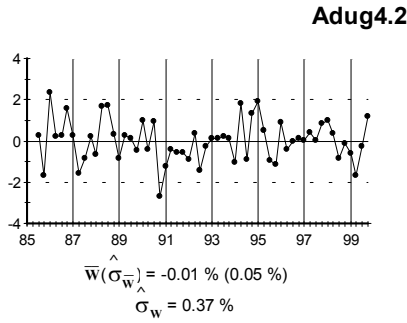
Aduj4.1

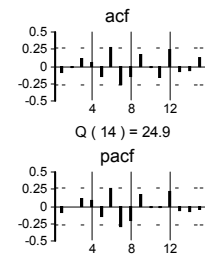
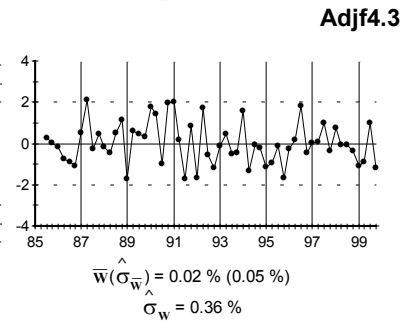
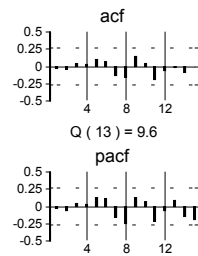
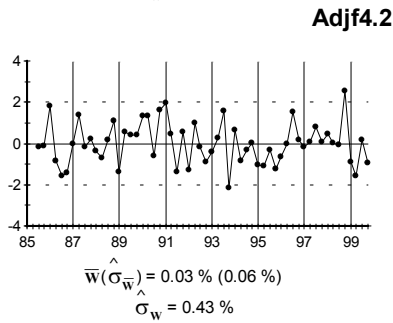
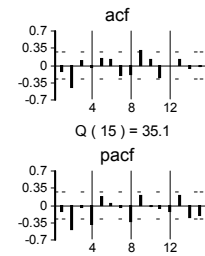
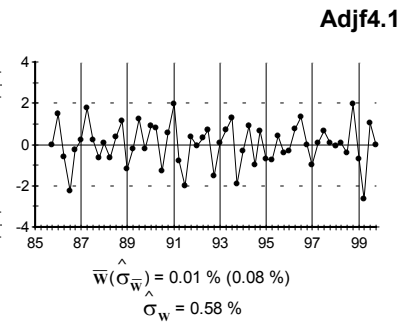
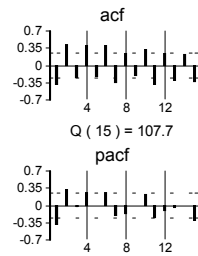
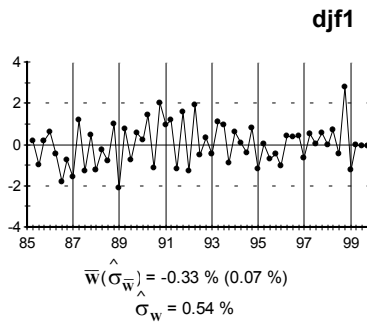
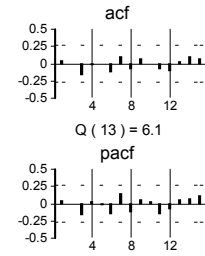
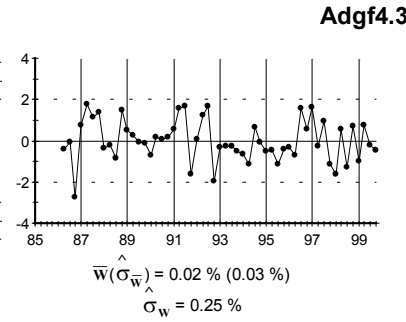
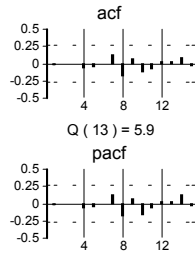
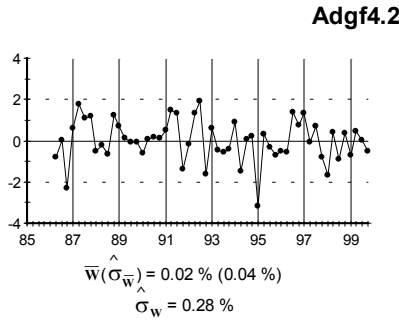
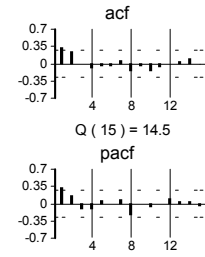
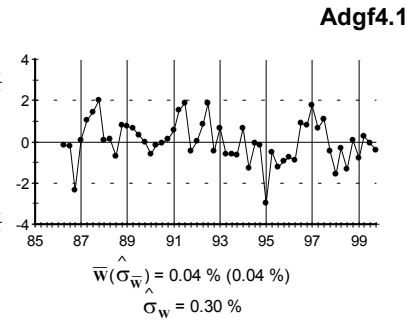
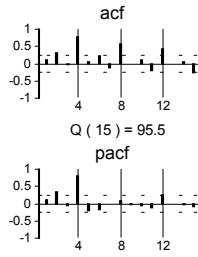
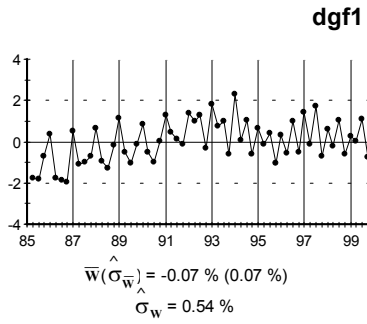
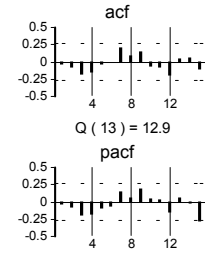
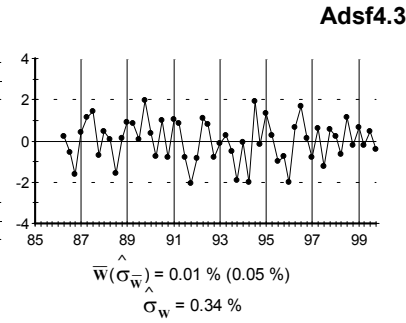
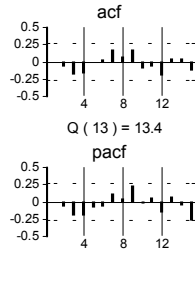
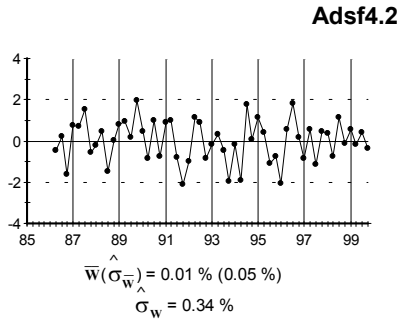


Aduj4.2

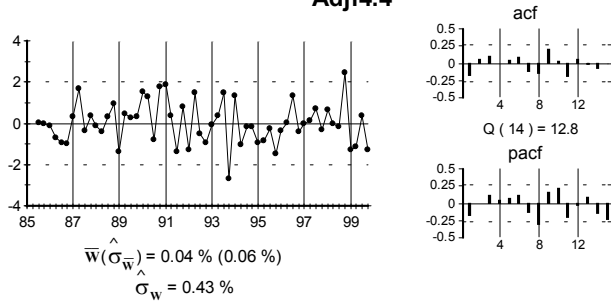




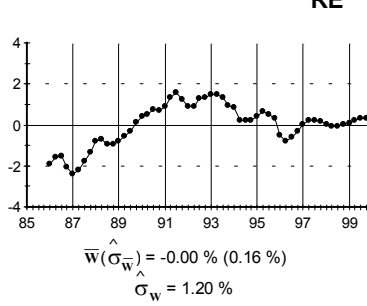




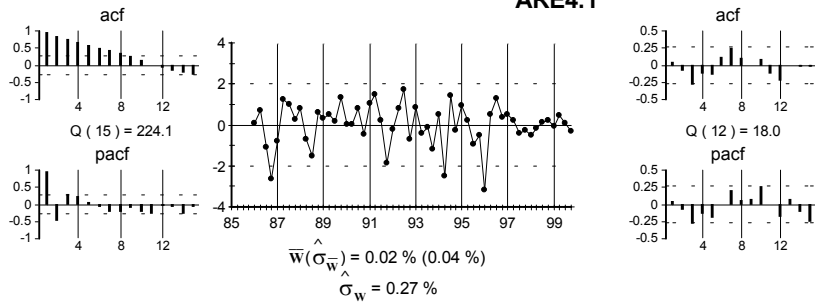
Adjf4.4



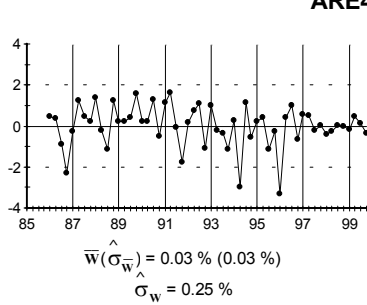
RE



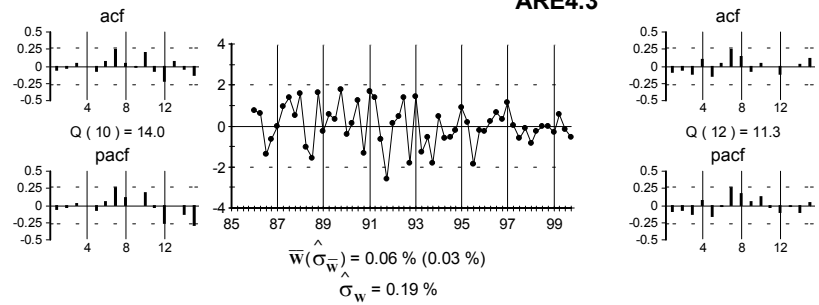
ARE4.1



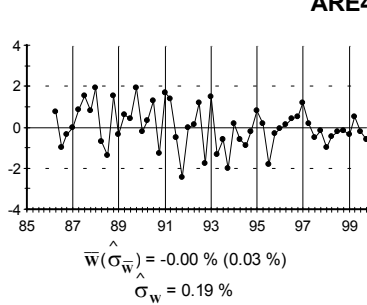
ARE4.2



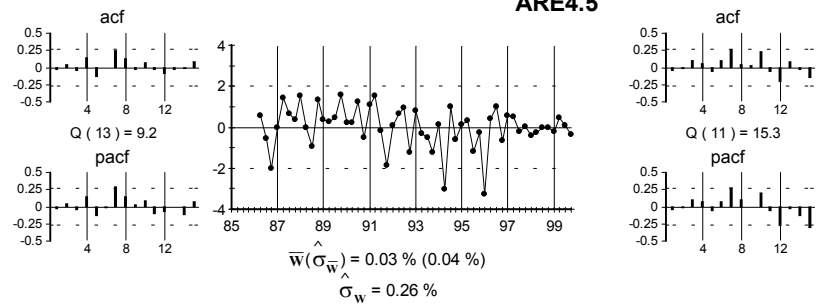
ARE4.3



ARE4.4



ARE4.5



Capítulo 5: Análisis Univariantes de Tipos de Interés del Mercado Interbancario a un Día

En este capítulo se presentan los análisis univariantes de ru , rg , rs y rj . Estos análisis se realizan como un primer paso en el estudio de la política monetaria de algunos países de los que se ha analizado su tasa de inflación.

Son muchos los autores que suponen que la variable r sigue un proceso estacionario. Los análisis presentados en este capítulo revelan con toda claridad que este supuesto no es consistente con los datos, en esta muestra y para los cuatro países cuyos datos se estudian. Las series ru y rj parecen seguir procesos $I(1)$ y, lo que es más sorprendente, las series de rg y rs parecen seguir procesos $I(2)$.

En estos análisis se aprecia que, en la mayoría de los casos, los datos de estas variables r no parecen muy apropiados para el análisis estadístico. A excepción de rg , se trata de series con muchos incidentes anómalos. Además, en el caso de rj se observa un posible cambio en la varianza de la innovación. Estas características de los datos, poco afortunadas para el análisis estadístico, probablemente reflejan la naturaleza política de la variable r . Estas observaciones, acerca de las dificultades del análisis estadístico de estos datos, sugieren cierta actitud de cautela respecto a las conclusiones, pero parece plausible que los resultados acerca de las propiedades del equilibrio estadístico a largo plazo en que operan los r sean robustos.

Este capítulo se estructura como sigue. En las Secciones 5.1 - 5.4 se presentan los análisis univariantes de ru , rg , rs y rj respectivamente y en la Sección 5.5 se presentan las conclusiones principales. El Apéndice 5.1 recoge el resultado de la estimación de los modelos señalados en el texto, y en el Apéndice 5.2 se presentan los instrumentos gráficos de

identificación y diagnosis empleados en los análisis.

5.1 UK

Los gráficos de ru , ∇ru y $\nabla^2 ru$ ponen de manifiesto que se trata de una serie accidentada, especialmente en los años ochenta. A lo largo de los muchos análisis de ru , se detectan y se modelizan varios incidentes anómalos, muchos muy evidentes en estos gráficos. Una de las conclusiones de los análisis es una caracterización de los hechos anómalos más destacados. Se encuentran cuatro conjuntos de escalones: (1) tres positivos en III/88 - I/89, (2) dos positivos en III/89 - IV/89, (3) dos negativos en II/91 - III/91 y (4) dos negativos en IV/92 - I/93. También se encuentra un efecto impulso positivo en I/86. Es llamativo que otros hechos aparentemente anómalos se revelan a medida que se modelizan por intervención los hechos anómalos más destacados, y esto ocurre independientemente de las formas ARIMA que se emplean. Además, se descubre que la especificación y valores paramétricos estimados de la forma ARIMA son muy robustos a la inclusión de los términos de intervención, con la excepción del incidente IV/92 - I/93. Todo esto apoya la conclusión de que la inmensa mayoría de los hechos aparentemente anómalos, no deben tratarse como tal.

La serie ru parece no estacionaria, porque deambula y porque los coeficientes de la acf decrecen muy lentamente con el retardo y de forma lineal. De hecho, la conclusión $ru \sim I(1)$ es muy robusta. El gráfico de la serie ∇ru quizás deambule; no resulta obvio que sea estacionaria. La serie $\nabla^2 ru$ parece claramente estacionaria. A lo largo de los muchos análisis se contrasta $ru \sim I(2)$ versus $ru \sim I(1)$ y siempre se rechaza $ru \sim I(2)$, excepto que los contrastes resultan ambiguos (se rechaza al 90% de confianza y no al 95%) si no se incorporan los escalones negativos en IV/92 - I/93.

En las $acf/pacf$ de ru se identifica un AR(7) con μ . Se trata de un operador

autorregresivo de orden muy alto y, dado lo accidentado de la serie, es plausible pensar que dicha configuración se debe a distorsiones debidas a incidentes anómalos. Sin embargo, el análisis con y sin intervenciones revela que esta forma es bastante robusta.

El AR(7) estimado se factoriza en tres operadores AR(2) con r.i. y un operador AR(1) de parámetro negativo. No se rechaza que este parámetro sea uno (SF = .67). Las raíces de uno de los AR(2) estimados, aunque imaginarias, están muy cerca de ser reales y una de ellas cerca de uno. El contraste de la hipótesis de r.r. no la rechaza (RV = .90), por lo que se impone. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad y no se rechaza (SF = .22).

A partir de lo anterior y también de las *acf/pacf* de ∇ru se especifica un ARI(6,1) con μ . El parámetro μ no resulta significativamente distinto de cero y se suprime (Modelo ru5.1). Se contrasta la no estacionariedad de ϕ_{11} y el resultado del contraste (SF = 1.07) es ambiguo: no se rechaza al 95% de confianza (1.75) pero sí al 90% (1.06), aunque de forma marginal en este último caso.

En Aru5.1 destacan los residuos en III/88, II/91 y IV/92, de 3.2σ , -3.1σ y -2.6σ respectivamente. Al examinar el gráfico de ∇ru , se aprecia que cada uno de estos valores aparece seguido de otro del mismo signo, indicando una distorsión posible hacia arriba de r_1 y hacia abajo de SF. A continuación se estudia la influencia de estos incidentes sobre la decisión del orden de integración y sobre los parámetros del modelo.

Se añade S,III/88 al Modelo ru5.1. Se observa que $\hat{a}_{IV/88} \sim 2.3\sigma$, justo después de S,III/88, por lo que se añade S,IV/88. Los residuos en III/88 - I/89 del modelo resultante, están muy próximos a la banda de 2σ , lo que sugiere que la formulación de la intervención no es adecuada y se añade S,I/89. Se consigue así una representación adecuada del incidente. Los demás parámetros de este modelo no cambian significativamente con respecto a los del Modelo ru5.1 y no empeora la diagnosis. Tampoco cambia el resultado del contraste de no

estacionariedad: sigue ambiguo (SF = 1.08). Por tanto, este incidente formado por escalones en III/88 - I/89 no resulta influyente.

En otro experimento se añade S,II/91 al Modelo ru5.1. El residuo en II/91 está muy próximo a la banda de -2σ , lo que indica una mala especificación del término de intervención. El residuo en III/91, aunque está más cerca de la media que el del II/91, también es negativo. Cuando se añade S,III/91 se obtiene una representación adecuada del incidente. Los parámetros de este modelo no cambian significativamente con respecto a los del Modelo ru5.1, no empeora la diagnosis y el contraste de no estacionariedad sigue ambiguo (SF = 1.72), aunque el estadístico aumenta mucho. Este incidente por separado tampoco parece influyente.

Se realiza otro ensayo añadiendo S,IV/92 y S,I/93 al Modelo ru5.1. El parámetro ϕ_{11} estimado no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\phi}_{31}$ y $\hat{\phi}_{32}$. A pesar de esta sobreparametrización evidente, se realiza el contraste de no estacionariedad y se rechaza (SF = 2.57). Al suprimir ϕ_{11} la diagnosis no empeora (Modelo ru5.2). Se rechaza la hipótesis $\phi_{21} = 1$ (SF = 6.59). El período estimado del operador $(1 - \phi_{41}B - \phi_{42}B^2)$, aunque estimado con buena precisión, resulta un poco elevado, lo que sugiere que sus raíces podrían ser reales. Se contrasta la hipótesis de r.r. y se rechaza (RV = 7.00).

Se concluye que $ru \sim I(1)$. Los escalones en IV/92 - I/93 resultan influyentes sobre los parámetros del modelo y su inclusión en el modelo facilita un resultado claro de $ru \sim I(1)$. Este incidente parece estar relacionado con la salida de la libra del SME el 16/09/92, lo que supuso cambios en la práctica de la política monetaria por parte del Banco de Inglaterra (véase <http://www.bankofengland.co.uk/mfsd/abst/sectiond.doc>, pp. 305 y 306).

Se añaden al Modelo ru5.2, por separado y en conjunto, los dos incidentes , de tres escalones en III/88 - I/89 y de dos escalones en II/91 - III/91. Ninguno de los dos, por separado o en conjunto, resulta influyente sobre la decisión I(1) versus I(2) o sobre los parámetros del modelo, por lo que, a falta de información extramuestral que los justifique, no se mantienen en el modelo para ru .

5.2 RFA

La serie rg deambula y los coeficientes de los retardos de la acf decrecen muy lentamente con el retardo de forma cóncava hacia abajo, lo que sugiere que rg no es estacionaria. La serie ∇rg parece deambular también, y su acf confirma la noción de que es no estacionaria. La serie $\nabla^2 rg$ parece estacionaria. El incidente anómalo de mayor tamaño que se observa en rg es S,III/88.

En las $acf/pacf$ de rg se identifica un AR(4). Se especifica un AR(4) con μ . El AR(4) estimado se factoriza en dos operadores AR(2) con r.i. Las raíces de uno de los AR(2) estimados están muy cerca de ser reales. Se contrasta la hipótesis de r.r. y no se rechaza (RV = 2.10), por lo que se impone. No se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF = .28). Por tanto, se confirma lo que se observa al comienzo: la serie rg requiere al menos una diferencia regular.

A partir de las $acf/pacf$ de ∇rg se especifica un ARI(3,1) con μ . El parámetro μ no resulta significativamente distinto de cero y se suprime (Modelo rg5.1). Se contrasta la no estacionariedad de ϕ_{11} y no se rechaza (SF = .96), por lo que se especifica un modelo ARI(2,2) (rg5.2). Se añade un MA(1) de sobreajuste, pero su parámetro no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\phi}_{31}$ y $\hat{\phi}_{32}$, parámetros que siguen significativamente distintos de cero. Cuando se contrasta la no

invertibilidad del MA(1) no se rechaza ($DCD = 0.12$), lo que conduce a un modelo ARI(2,1). Sin embargo, este modelo no es estadísticamente adecuado, por lo que se vuelve al Modelo rg5.2. Este tipo de resultados es fácil de obtener cuando se realizan contrastes en modelos altamente sobreparametrizados.

Los Modelos rg5.1 y rg5.2 proporcionan una representación de los datos muy semejante. En las series residuales de ambos modelos se observa un residuo muy extremo en III/88 que corresponde al S,III/88 observado desde el comienzo. Se añade este incidente al Modelo rg5.1 para analizar su influencia sobre la decisión del orden de integración y sobre los parámetros del modelo. El modelo resultante parece adecuado. A pesar de que los parámetros de este modelo no cambian significativamente con respecto a los del Modelo rg5.1, $\hat{\phi}_{11}$ aumenta ligeramente. Cuando se contrasta la hipótesis de no estacionariedad, no se rechaza la hipótesis nula ($SF = .80$). Esta conclusión conduce a un modelo ARI(2,2). Se añade un MA(1) de sobreajuste pero el parámetro estimado no resulta significativamente distinto de cero y se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\phi}_{31}$. Se contrasta la no invertibilidad del MA(1) y se rechaza ($DCD = 2.44$). No se mantiene este MA(1) en el modelo. Los parámetros del modelo ARI(2,2) con S,III/88 no son significativamente distintos a los del Modelo rg5.2, por lo que, en ausencia de información extramuestral que explique este incidente, no se mantiene en el modelo final para *rg*.

5.3 Suiza

Los gráficos de rs , ∇rs y $\nabla^2 rs$ ponen de manifiesto que el análisis de esta serie tiene que ser problemático. Por un lado, se observa lo que parece ser una reducción de la varianza de la innovación a partir del I/93. Hasta el momento no se ha encontrado información extramuestral que justifique este posible cambio estructural. Por otro lado, se trata de una

serie muy accidentada. Entre los incidentes anómalos más claros destacan: I,III/85; I,II/86; I,I/88; I,I/90 y I,II/90; y I,II/92 y I,III/92. Se descubre después que este último incidente comienza en I/92. Como se verá, una vez tenidos en cuenta cuatro incidentes del tipo impulso en nivel y la estructura ARMA detectada, no se aprecia un cambio en la varianza de la innovación.

Parece claro que rs no es estacionaria, por las mismas razones que en los casos anteriores: deambula y presenta una acf que decrece muy lentamente y de forma lineal. La serie ∇rs parece que deambula, aunque los incidentes anómalos oscurecen esta cuestión, especialmente en la acf , que parece muy distorsionada. La serie $\nabla^2 rs$ parece bien centrada, aunque también es muy accidentada.

Las configuraciones de las $acf/pacf$ de rs , ∇rs y $\nabla^2 rs$ no están claras. Los incidentes en III/85 y II/86 son los de mayor tamaño y parecen aportar mucha distorsión sobre los instrumentos de identificación. Se especifica un modelo en ∇^2 , sin estructura ARMA y con I,III/85 y I,II/86 (Modelo $rs5.1$). Se presenta el gráfico de rs extraídos I,III/85 y I,II/86 ($rs1$), su primera diferencia ($\nabla rs1$) y su segunda diferencia (coincide con la serie $Ars5.1$).

Tanto en las $acf/pacf$ de $rs1$ como en las de rs , se aprecia la configuración de un AR(6). Se trata de un autorregresivo de orden muy alto, pero como se trata de una serie muy accidentada, esta configuración podría deberse a distorsiones provocadas por incidentes anómalos. Para investigar esta cuestión se añaden sucesivamente al modelo anterior los términos de intervención mencionados al comienzo y algunos otros. En primer lugar, se añade I,I/88 (Modelo $rs5.2$). En $Ars5.2$ se observa que $\hat{a}_{IV/87} \sim -2.0\sigma$, lo que sugiere que la formulación de la intervención última no es adecuada. Se añade I,III/87 (Modelo $rs5.3$). Posteriormente se añaden I,II/92 y I,III/92, pero un incidente anómalo, I,I/92, se revela

posteriormente y se añade (Modelo rs5.4). A continuación se incorporan impulsos en I/90 y II/90 (Modelo rs5.5). Por último se añade I,IV/86 (Modelo rs5.6).

Para cada uno de los conjuntos de intervenciones de los modelos anteriores se presentan los gráficos de rs extraídos dichos términos de intervención (rs_2 , rs_3 , rs_4 , rs_5 y rs_6 respectivamente), sus primeras diferencias (∇rs_2 , ∇rs_3 , ∇rs_4 , ∇rs_5 y ∇rs_6 respectivamente) y sus segundas diferencias (coinciden con Ars5.2, Ars5.3, Ars5.4, Ars5.5 y Ars5.6 respectivamente). En los gráficos de las *acf/pacf* de rs_2 , rs_3 , rs_4 , rs_5 y rs_6 se observa la misma configuración que en rs_1 y en rs , un AR(6), por lo que esta estructura parece robusta frente a los incidentes anómalos considerados.

Para cada uno de estos conjuntos de intervenciones se especifica un AR(6) con μ y se contrasta la hipótesis de no estacionariedad de este operador. En todos los casos se obtiene un resultado contundente de no estacionariedad. Posteriormente se especifica un ARI(5,1) y se contrasta la no estacionariedad del AR(5). Cuando se tienen en el modelo I,III/85; I,II/86; I,III/87 y I,I/88, se obtiene un resultado contundente a favor de $rs \sim I(2)$, lo que conduce a un modelo ARI(4,2). Si no están presentes estos términos de intervención en el modelo ARI(5,1), aunque no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad al 95% de confianza, se rechaza al 90%. La decisión acerca del orden de integración y los parámetros del modelo ARI(4,2) no cambian a medida que se incorporan los términos de intervención restantes. Como prueba adicional para estudiar la robustez de la decisión acerca del orden de integración y de la estructura ARMA, se repite el análisis con todos los términos de intervención anteriores y con cinco escalones en III/88-III/89, a pesar de lo muy extremo de este experimento. Se comprueba que estos escalones no influyen en la decisión acerca del orden de integración, ni en la estructura ARMA del modelo, aunque si que resultan influyentes sobre los parámetros estimados.

A continuación se describe con detalle, como ejemplo, el proceso de análisis seguido cuando se incluyen los términos de intervención I,III/85; I,II/86; I,III/87 y I,I/88. El proceso es muy similar en todos los demás casos. A partir de las *acf/pacf* de rs_3 se especifica un AR(6) con μ . El AR(6) estimado se factoriza en tres operadores AR(2) con r.i. Las raíces de uno de estos AR(2) estimados, aunque son imaginarias, están muy cerca de ser reales. El contraste de la hipótesis de r.r. no la rechaza (RV = 2.52), por lo que se impone. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad y no se rechaza (SF = .19). Se confirma que rs no es estacionaria. El resultado anterior conduce a un ARI(5,1), que más o menos se observa también en las *acf/pacf* de ∇rs_3 (Modelo rs5.7). Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad de ϕ_{11} y no se rechaza (SF = .65).

Se especifica un ARI(4,2) con los términos de intervención anteriores (Modelo rs5.8). Obsérvese que en los residuos de este modelo ya no se aprecia la reducción de varianza a partir del I/93, que se comenta en el primer párrafo. Los valores de r_6 , r_7 y r_8 son un poco elevados, pero se explican, en mayor parte, por distorsiones posibles debidas a algunos pocos pares de residuos extremos. Se añade un MA(1) de sobreajuste y su parámetro no resulta significativamente distinto de cero. Se contrasta la hipótesis de no invertibilidad de este MA(1) y se rechaza la hipótesis nula (DCD = 7.50). Se concluye que $rs \sim I(2)$.

Se analiza la influencia de los incidentes I,III/85; I,II/86; I,III/87 y I,I/88 sobre la decisión acerca del orden de integración y sobre los parámetros del Modelo rs5.8. Ninguno de ellos resulta influyente, ni por separado, ni en conjunto, en la decisión de I(1) versus I(0). Ninguno de ellos resulta influyente por separado en la decisión de I(2) versus I(1). Cuando no se incluyen los términos I,III/85 y I,II/86 en el modelo, el contraste de I(2) versus I(1) es ambiguo: el estadístico SF coincide con el valor crítico al 90%. Cuando no se incluyen I,III/87 y I,I/88, también se obtiene un resultado ambiguo del contraste de I(2) versus I(1): se

rechaza al 90% de confianza y no se rechaza al 95%. Por tanto, se mantienen en el modelo todos estos términos de intervención, a pesar de que no se dispone de información extramuestral que los justifique como contaminación. Además, cada uno de estos términos de intervención resulta influyente por separado sobre los parámetros del modelo.

5.4 Japón

En los gráficos de rj , ∇rj y $\nabla^2 rj$ se observa lo que parece ser una reducción en la varianza de la innovación en I/96. Esta reducción podría estar relacionada con un cambio en la práctica de la política monetaria por parte del Banco de Japón. En 1/96 el Banco de Japón declara su intención de emplear preferentemente operaciones de mercado abierto frente a los préstamos a las instituciones financieras (véase Bank of Japan Quarterly Bulletin, Mayo 1996, p.11, párrafo 12). Por otra parte, este tipo de interés presenta valores positivos, pero muy pequeños, en todo el periodo desde el I/96. No se modeliza este cambio aparente de varianza, porque la submuestra final es muy pequeña y porque el resto de esta serie es difícil de representar en cualquier caso.

La serie rj no parece estacionaria, porque deambula y porque la acf presenta una configuración que decrece muy lentamente de forma lineal. La serie ∇rj parece que deambula también, pero es probable que los incidentes anómalos distorsionen la configuración de la acf . La serie $\nabla^2 rj$ parece bien centrada. Destaca un incidente anómalo en IV/85 - II/86. Otros incidentes son: (1) un conjunto de escalones negativos en III/91 - S,II/92 y (2) otro en II/95 - IV/95.

La configuración del incidente en IV/85 - II/86 no está clara, por lo que se comienza empleando escalones en IV/85 - II/86 para representar este incidente con flexibilidad. Se emplea un modelo en ∇^2 sin estructura ARMA (Modelo $rj5.1$). Se presenta el gráfico de rj

extraídos estos términos deterministas (r_{j1}), su primera diferencia (∇r_{j1}) y su segunda diferencia (coincide con Arj5.1). A continuación, se intenta modelizar la serie con estos escalones tratados por intervención (de ensayo).

En las *acf/pacf* de r_{j1} se aprecia la configuración de un AR(2). Se especifica un AR(2) con μ . El AR(2) estimado presenta r.r. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad y no se rechaza (SF = .03). Se confirma que r_j no es estacionaria. Se especifica un ARI(1,1) con μ . El parámetro μ no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime (Modelo rj5.2).

En el Modelo rj5.2: (1) los efectos escalón en IV/85 y I/86 no son significativamente distintos (en valor absoluto) y (2) el contraste SF (3.87) rechaza la hipótesis nula de $r_j \sim I(2)$. En los residuos de este modelo se aprecia: (1) que se encuentran dominados por valores positivos en III/87-IV/90, (2) los dos conjuntos de escalones negativos en III/91 - II/92 y II/95 - IV/95, y (3) la reducción de varianza a partir del I/96.

En otro ensayo se especifica un modelo IMA(2,1) (Modelo rj5.3). Los residuos de este modelo presentan los mismos problemas que los del Modelo rj5.2. Se rechaza la no invertibilidad del MA(1) (DCD = 33.26). Cuando se añade un AR(1) de sobreajuste, su parámetro resulta significativamente distinto de cero y $\hat{\theta} = 1.00$ (0.05), lo que conduce de nuevo al Modelo rj5.2.

Se analiza la influencia del incidente de cuatro escalones en III/91 - II/92 y del de tres escalones en II/95 - IV/95, sobre la decisión acerca del orden de integración. En primer lugar, se añaden al Modelo rj5.1, los cuatro escalones en III/91 - II/92 y se realiza de nuevo el análisis. No cambia la decisión acerca del orden de integración y el proceso conduce también a un modelo ARI(1,1). Los parámetros de este modelo no son significativamente distintos de los del Modelo rj5.2 y en los residuos se aprecian los mismos problemas adicionales del

Modelo rj5.2.

Se realiza de nuevo el análisis incluyendo, además de los siete escalones anteriores, los tres del incidente en II/95 - IV/95. En este caso, el proceso de análisis es diferente. Se especifica un AR(3) con μ . El AR(3) estimado se factoriza en un AR(1) con parámetro negativo y un AR(2) con r.i. Se contrasta y no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad del AR(1). Las raíces del AR(2) están próximas a ser reales. Se contrasta la hipótesis de r.r. y no se rechaza, por lo que se impone. Se contrasta la no estacionariedad y no se rechaza. Se concluye también en este caso, que $rj \sim I(1)$. Este resultado conduce a un modelo ARI(2,1) con r.r. Los residuos de este modelo presentan la misma configuración que los del Modelo rj5.2. Se contrasta la hipótesis de $rj \sim I(2)$ y el resultado del contraste es ambiguo: se rechaza al 90% de confianza, pero no al 95%.

A pesar de que estos dos últimos incidentes resultan conjuntamente influyentes sobre el resultado del contraste de $I(2)$ versus $I(1)$ al 95% de confianza y sobre el proceso de análisis, no se incluyen en el modelo, porque no se tiene información extramuestral que justifique la presencia de ninguno de este número tan elevado de términos de intervención. Además, incluso cuando el modelo contiene estos siete escalones, se acepta el resultado de $rj \sim I(1)$ al 90%, que es un nivel de confianza bastante elevado.

En el Modelo rj5.2 se suprime el parámetro μ y se sustituye S,IV/85 y S,I/86 por I,IV/85 (Modelo rj5.4). Se estudia la influencia de I,IV/85 y de S,II/86 sobre la decisión acerca del orden de integración y sobre los parámetros del Modelo rj5.4. Ninguno de estos incidentes resulta influyente, ni por separado, ni en conjunto sobre la decisión del orden de integración. Resultan influyentes por separado sobre $\hat{\phi}_{11}$, por lo que se mantienen en el modelo a pesar de que no se dispone de información extramuestral que los justifique.

5.5 Conclusiones

Los análisis presentados en este capítulo muestran que ninguno de los tipos de interés de este estudio sigue un proceso estacionario y que esta conclusión no depende del tratamiento de determinados incidentes anómalos observados en los datos. Las series ru y rj parecen seguir procesos $I(1)$, mientras que rs y rg parecen seguir procesos $I(2)$. El resultado de que rs y rg sigan procesos $I(2)$ es especialmente interesante, teniendo en cuenta que ningún autor, que yo conozca, supone que r sigue un proceso $I(2)$. En los casos de ru y rs , únicamente se obtienen resultados contundentes acerca del orden de integración cuando se trata a unos pocos incidentes anómalos como contaminación. En el caso de ru se tiene información extramuestral que justifica este tratamiento.

La cantidad y el tipo de los incidentes anómalos detectados en los r varía entre los distintos países. En ru , los incidentes más destacados son del tipo escalón, pero sólo dos de ellos resultan influyentes. En rg no se detecta ningún incidente anómalo influyente, y el único hecho destacable es del tipo escalón. En rs , la mayoría de los incidentes detectados son del tipo impulso, y cuatro de ellos resultan influyentes. Es llamativa la presencia de tantas anomalías del tipo impulso en una serie cuyos valores están casi fijados por el banco central, ya que sugieren un comportamiento histórico por parte del mismo. Por último, en rj resultan influyentes dos incidentes, uno del tipo impulso, y otro del tipo escalón. El resto de incidentes detectados en la serie son del tipo escalón.

Apéndice 5.1: Tablas

Este apéndice describe los modelos univariantes del Cap. 5. La Tabla 5.1 recoge los modelos estimados, la Tabla 5.2 las herramientas numéricas de su diagnóstico.

En las dos tablas el nombre de cada modelo estimado se sitúa en la 1ª columna. La Tabla 5.1 incluye los términos de intervención presentes en cada modelo, especificando su fecha, tipo (impulso, I, o escalón, S) y valor estimado del parámetro $\hat{\omega}_0$, el número de diferencias regulares del modelo (d), los parámetros estimados de la estructura ARMA y la desviación típica residual estimada ($\hat{\sigma}_a$). En el caso de que el modelo presente un operador AR(2) con r.i., se presenta también el factor de amortiguamiento estimado (\widehat{fa}) y el período estimado (\widehat{per}). Se presenta el coeficiente de determinación, R^2 , de los modelos finales de cada uno de los tipos de interés, para facilitar comparaciones con los modelos de relación del Cap. 6. Todos los parámetros estimados van acompañados de su desviación típica estimada entre paréntesis. La forma más general de los modelos presentados en la Tabla 5.1 puede escribirse:

$$z_t \equiv \sum_i \omega_{i0} \xi_t^i + N_t \tag{A51.1}$$

$$(1 - \phi_{11}B)(1 - \phi_{21}B)(1 - \phi_{31}B - \phi_{32}B^2)(1 - \phi_{41}B - \phi_{42}B^2)\nabla^d N_t = (1 - \theta_1B)a_t$$

con $d = 1, 2$, $\omega_{0i} \xi_t^i$ un término de intervención y donde los parámetros ARMA, si están presentes en el modelo, verifican las siguientes restricciones: $|\phi_{11}| < 1$, $|\phi_{21}| < 1$, $\phi_{31}^2 + 4\phi_{32} < 0$ y $\phi_{41}^2 + 4\phi_{42} < 0$.

La Tabla 5.2 contiene la información diagnóstica numérica de los modelos

presentados en la Tabla 4.1. Incluye la media residual (\bar{a}) y su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$), el estadístico Q de Ljung-Box calculado sobre 8 retardos (entre paréntesis aparece el número de grados de libertad) e información acerca de los residuos cuyo valor tipificado es mayor o igual en valor absoluto que dos desviaciones típicas residuales.

Tabla 5.1: Modelos univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día

Modelo	Términos de Intervención		d	Estructura ARMA								$\hat{\sigma}_u$ (%)	R^2
	Fecha	Tipo		$\hat{\omega}_0$ [%] ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$)	$\hat{\phi}_{21}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$)	$\hat{\phi}_{31}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{31}}$)	$\hat{\phi}_{32}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{32}}$)	$\hat{\phi}_{41}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{41}}$)	$\hat{\phi}_{42}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{42}}$)	$\hat{\theta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$)		
ru5.1			1	.79 (.13)	-90 (.06)	-28 (.09)	-83 (.08)	1.02 (0.14)	-53 (.13)			.58	
				$\widehat{fa} = .91$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.04)	$\widehat{per} = 3.6$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (0.1)	$\widehat{fa} = .73$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.09)	$\widehat{per} = 7.9$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (1.3)						
ru5.2 ^{1,2}	IV/92	S	1	-1.9 (0.5)	-86 (.07)	-19 (.07)	-85 (.07)	1.52 (0.10)	-72 (.10)			.53	.54
	I/93	S		-1.7 (0.5)		$\widehat{fa} = .92$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.04)	$\widehat{per} = 3.8$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (0.1)	$\widehat{fa} = .85$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.06)	$\widehat{per} = 13.6$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (2.0)				
rg5.1			1	.83 (.09)		-45 (.15)	-25 (.15)					.31	
				$\widehat{fa} = .50$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.15)	$\widehat{per} = 3.1$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (0.2)								
rg5.2			2			-52 (.13)	-31 (.13)					.33	.24
				$\widehat{fa} = .56$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{fa}}$) (.12)	$\widehat{per} = 3.1$ ($\hat{\sigma}_{\widehat{per}}$) (0.2)								

1. El coeficiente de correlación estimado entre $\hat{\phi}_{41}$ y $\hat{\phi}_{42}$ es -.88

2. $\hat{g} = (\hat{\omega}_0 - \hat{\omega}_1)$ de $(\omega_0 - \omega_1 B)$ sobre $\xi_t^{S,I/92}$ es -.036 (.006), donde $-\hat{\omega}_1$ coincide con el parámetro $\hat{\omega}_0$ asociado a $\xi_t^{S,I/93}$

Tabla 5.1 (cont.): Modelos univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día

Modelo	Términos de Intervención		d	Estructura ARMA							$\hat{\sigma}_a$ (%)	R^2	
	Fecha	Tipo		$\hat{\omega}_0$ [%] ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [(%)]	$\hat{\phi}_{11}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$)	$\hat{\phi}_{21}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$)	$\hat{\phi}_{31}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{31}}$)	$\hat{\phi}_{32}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{32}}$)	$\hat{\phi}_{41}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{41}}$)	$\hat{\phi}_{42}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{42}}$)			$\hat{\theta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$)
rs5.7¹	III/85	I	1.6 (0.3)	.85 (.08)			-.82 (.13)	-.68 (.12)	.57 (.14)	-.55 (.14)		.45	
	II/86	I	2.1 (0.2)										
	III/87	I	.87 (.25)										
	I/88	I	-1.6 (0.2)										
rs5.8¹	III/85	I	1.6 (0.3)			-.85 (.12)	-.70 (.11)	.55 (.13)	-.59 (.12)			.47	.84
	II/86	I	2.1 (0.2)										
	III/87	I	.88 (.23)										
	I/88	I	-1.6 (0.2)										

1. El coeficiente de correlación estimado entre I,III/87 e I/I/88 es -.71

2. El coeficiente de correlación estimado entre I,III/87 e I/I/88 es -.72

Tabla 5.1 (cont.): Modelos univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día

Modelo	Términos de Intervención			d	Estructura ARMA								$\hat{\sigma}_u$ (%)	R^2
	Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ [%] ($\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$) [(%)]		$\hat{\phi}_{11}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$)	$\hat{\phi}_{21}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$)	$\hat{\phi}_{31}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{31}}$)	$\hat{\phi}_{32}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{32}}$)	$\hat{\phi}_{41}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{41}}$)	$\hat{\phi}_{42}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{42}}$)	$\hat{\theta}_1$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$)			
rj5.1	IV/85	S	.74 (.25)	2									.29	
	I/86	S	-1.3 (0.3)											
	II/86	S	-1.7 (0.3)											
rj5.2 ¹	IV/85	S	.79 (.26)	1									.26	
	I/86	S	-1.2 (0.3)											
	II/86	S	-1.6 (0.3)											
rj5.3	IV/85	S	.87 (.26)	2									.28	
	I/86	S	-1.1 (0.3)											
	II/86	S	-1.6 (0.3)											

1. El parámetro μ estimado es .00069 (.00102)

Tabla 5.2: Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día

Modelo	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$)	$\left[\begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
ru5.1	-.06 (.07)		2.5 (2)	III/88 IV/92	3.2 -2.6	II/91 -3.1
ru5.2	-.04 (.07)		1.7 (3)	III/88	3.8	II/91 -2.9
rg5.1	-.01 (.04)		2.0 (5)	III/85 IV/92	-2.1 -2.3	III/88 3.8
rg5.2	.01 (.04)		3.8 (6)	III/88 IV/92	3.6 -2.4	I/90 -2.1
rs5.1	.02 (.10)		13.3 (8)	I/87 II/90	2.1 -2.1	II/88 III/92 3.7 -2.8
rs5.2	.02 (.09)		18.7 (8)	I/87 III/92	2.4 -3.2	II/90 -2.4
rs5.3	.02 (.08)		25.2 (8)	I/87 III/92	2.5 -3.3	II/90 I/93 -2.5 2.0
rs5.4	.02 (.07)		18.1 (8)	I/87 II/90	3.0 -3.0	I/90 2.4
rs5.5	.02 (.06)		9.9 (8)	I/87 II/96	3.7 2.4	III/89 II/98 -2.2 2.3
rs5.6	.02 (.05)		18.1 (8)	III/89 II/98	-2.5 2.6	II/96 2.8
rs5.7	-.01 (.06)		7.7 (3)	I/89 II/90	2.1 -2.4	II/89 III/92 2.1 -2.7
rs5.8	.01 (.06)		8.4 (4)	II/90	-3.1	III/92 -2.7
rj5.1	.00 (.04)		14.4 (8)	II/87 III/88 II/95	-2.4 2.1 -2.7	III/87 III/91 2.3 -2.3
rj5.2	.00 (.03)		9.4 (7)	II/87 II/89 II/95	-2.6 2.1 -3.0	III/88 III/91 2.2 -2.5
rj5.3	.00 (.04)		7.3 (7)	II/87 II/95	-2.2 -3.0	III/91 -2.6
rj5.4	-.02 (.03)		10.7 (7)	II/87 II/89 II/95	-2.5 2.1 -2.9	III/88 III/91 2.2 -2.5

Apéndice 5.2: Gráficos

Este apéndice incluye los instrumentos gráficos de identificación y diagnóstico utilizados en la construcción de los modelos univariantes de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día.

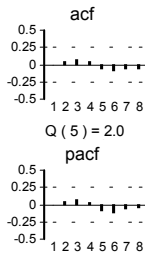
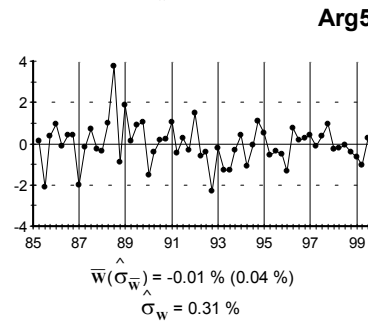
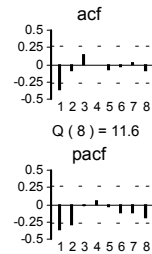
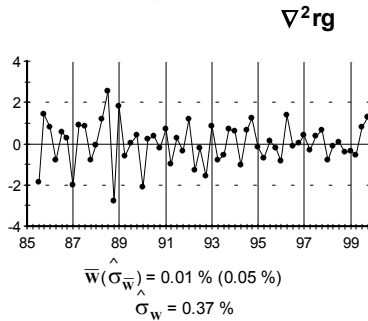
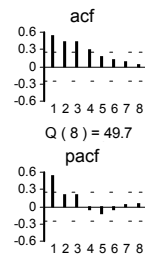
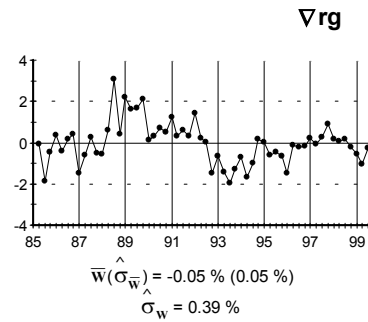
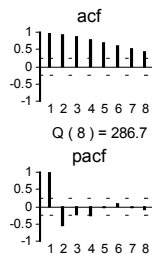
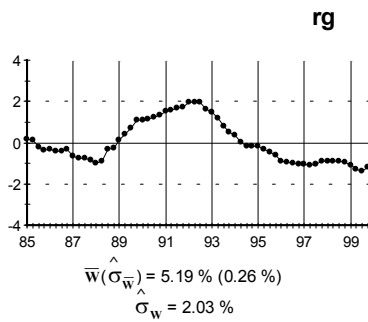
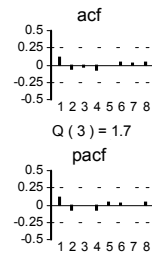
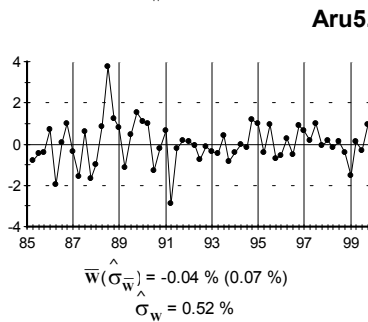
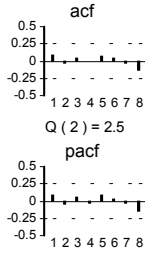
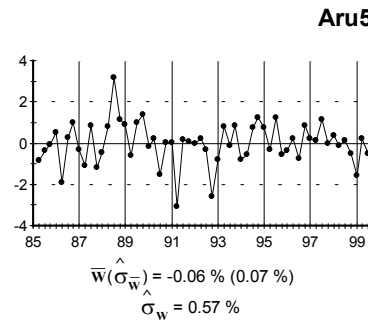
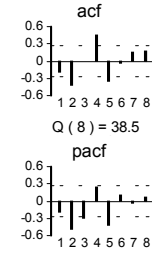
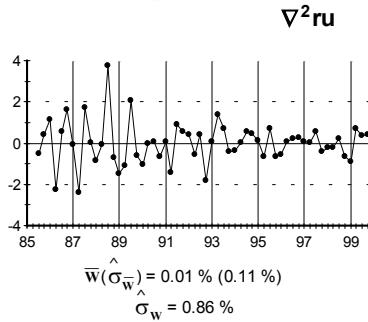
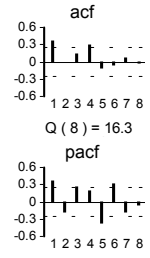
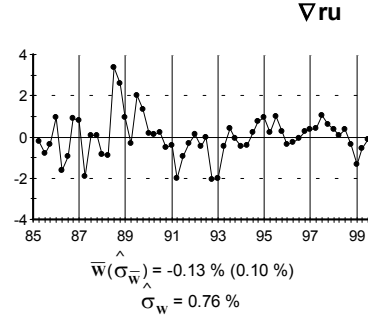
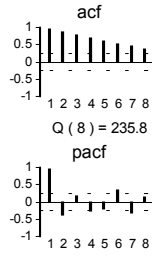
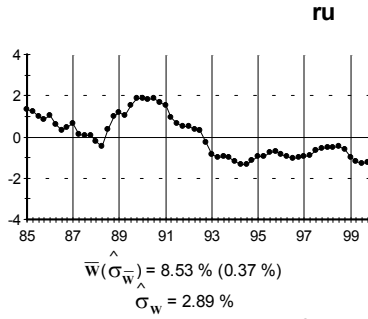
En cuanto a los instrumentos de identificación univariante, para cada transformación de la variable genérica Y (Y , ∇Y y $\nabla^2 Y$) se presentan gráficos temporales tipificados. El eje de abscisas aparece dividido con líneas verticales cada dos años, que se refieren al primer trimestre del año indicado. Al pie de este gráfico aparecen la media muestral de la serie (\bar{w}), su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{w}}$) y la desviación típica muestral ($\hat{\sigma}_w$), donde w se refiere a la variable definida en la cabecera. Cada gráfico temporal va acompañado por los gráficos de la *acf* y la *pacf*. Las líneas horizontales en estos gráficos señalan $\pm 2/\sqrt{N}$, siendo N el número de observaciones. Bajo la *acf* se presenta el valor del estadístico Q de Ljung y Box, calculado con 8 retardos, con el número de grados de libertad entre paréntesis.

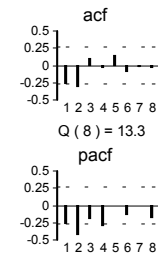
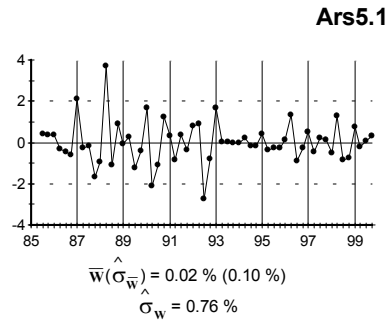
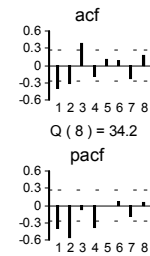
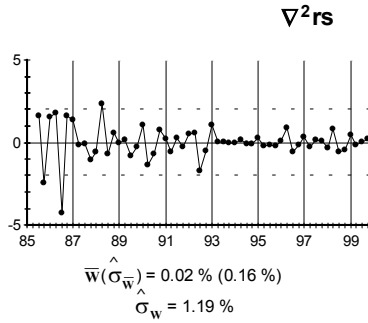
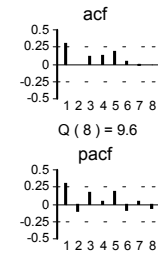
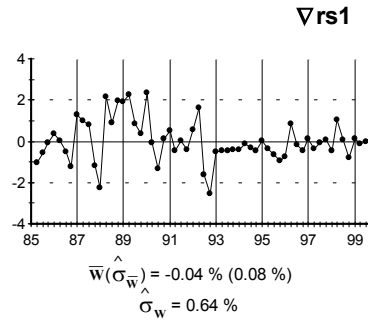
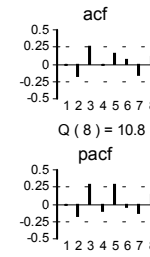
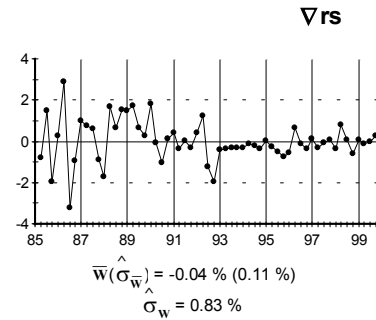
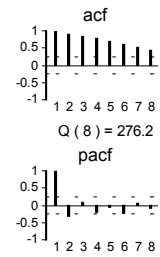
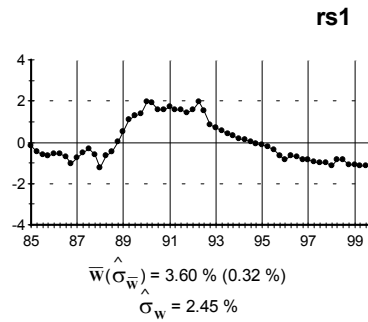
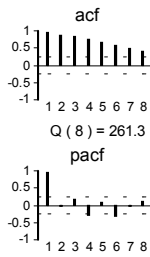
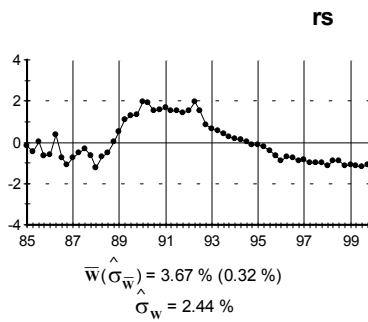
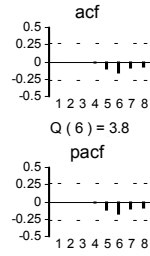
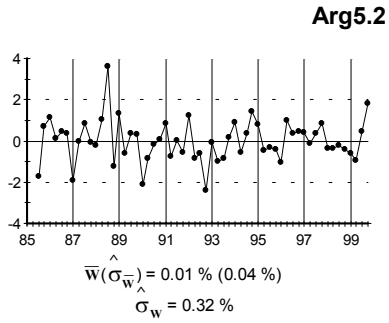
En el caso de *rs* se presentan también los gráficos tipificados de la serie original extraídos los términos deterministas de intervención presentes en los modelos *rs5.1*, *rs5.2*, *rs5.3*, *rs5.4*, *rs5.5* y *rs5.6* y los de sus primeras diferencias. Estas series se denotan *rs1*, *rs2*, *rs3*, *rs4*, *rs5* y *rs6* respectivamente. Asimismo, en el caso de *rj* se presenta también el gráfico de datos tipificado de la serie original extraídos los términos deterministas presentes en el modelo *rj5.1* y el de su primera diferencia. Esta serie se denota *rj1*.

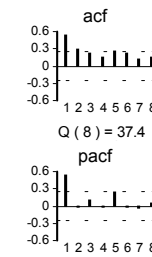
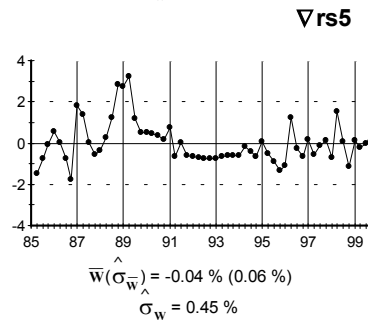
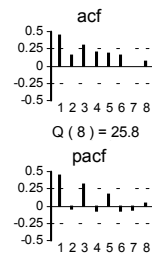
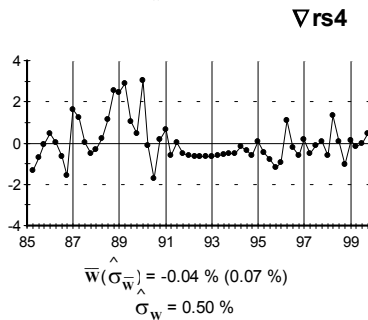
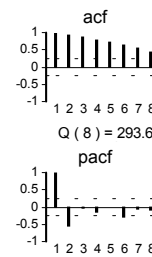
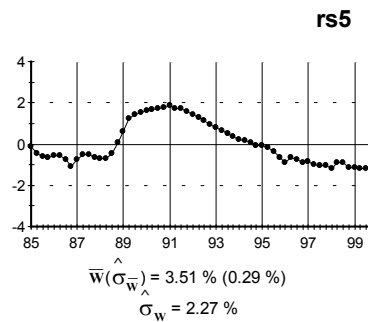
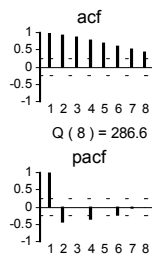
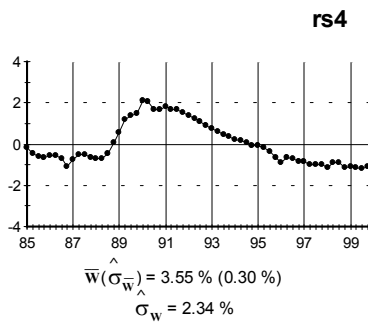
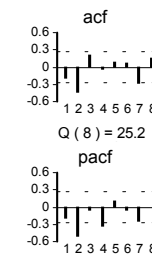
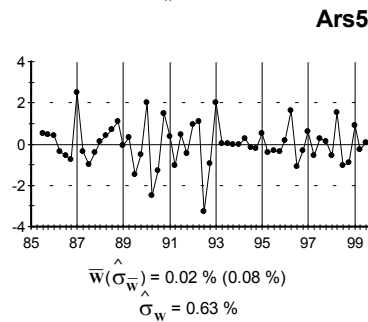
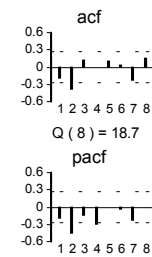
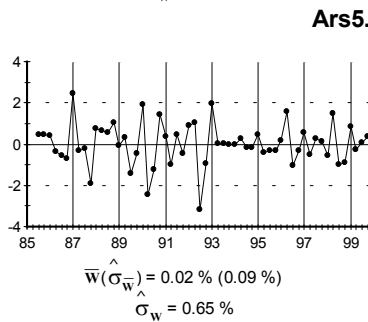
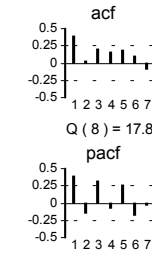
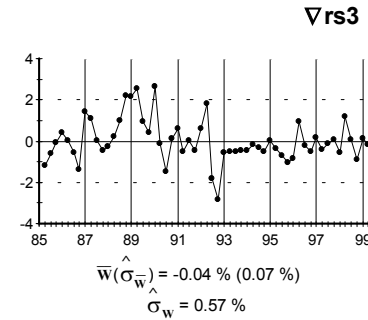
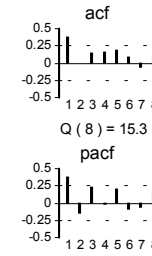
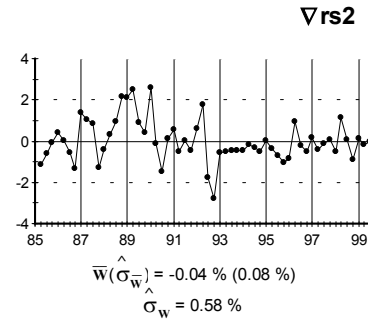
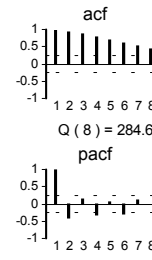
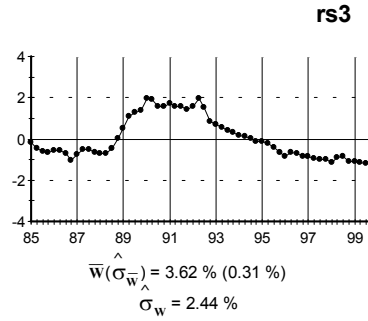
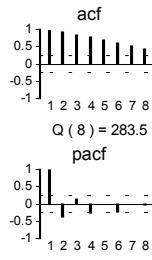
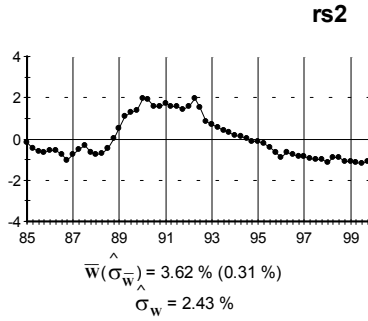
Los residuos de los modelos presentados en este capítulo son evaluados también

mediante los instrumentos gráficos y estadísticos descritos anteriormente. Las series residuales se identifican con la letra A seguida del nombre del modelo correspondiente.

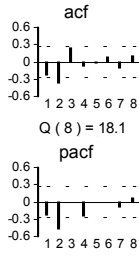
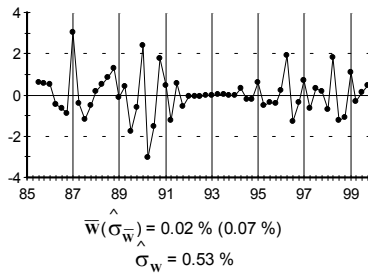
Las series residuales Ars5.1, Ars5.2, Ars5.3, Ars5.4, Ars5.5, Ars5.6 y Arj5.1 cumplen las siguientes identidades: $Ars5.1 \equiv \nabla^2 rs1$, $Ars5.2 \equiv \nabla^2 rs2$, $Ars5.3 \equiv \nabla^2 rs3$, $Ars5.4 \equiv \nabla^2 rs4$, $Ars5.5 \equiv \nabla^2 rs5$, $Ars5.6 \equiv \nabla^2 rs6$ y $Arj5.1 \equiv \nabla^2 rj1$.



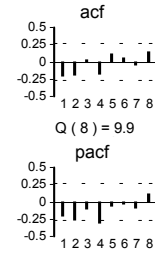
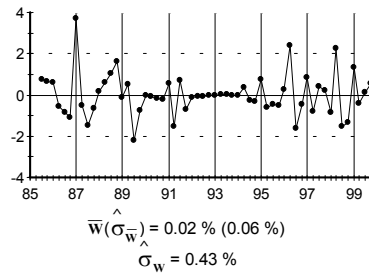




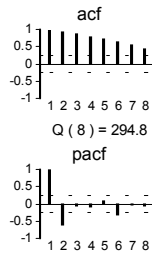
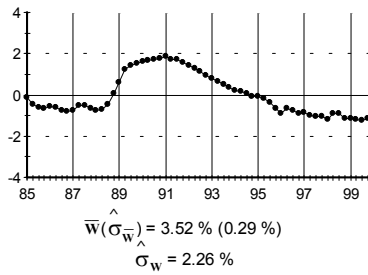
Ars5.4



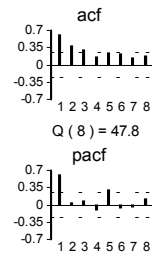
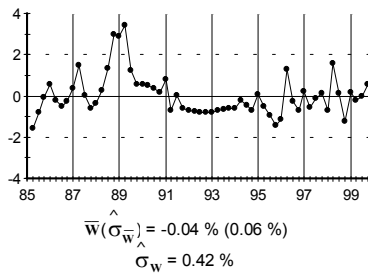
Ars5.5



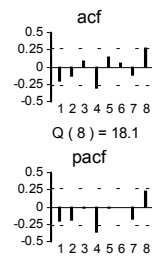
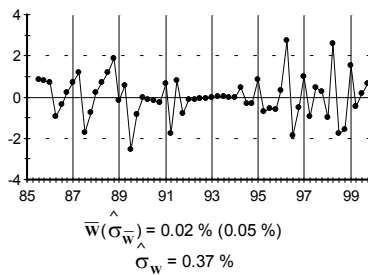
rs6



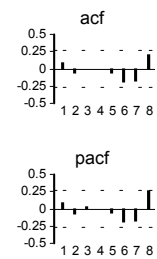
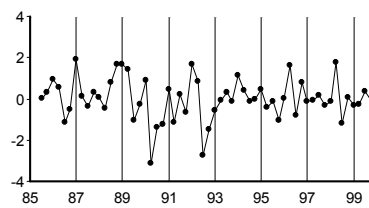
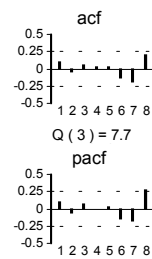
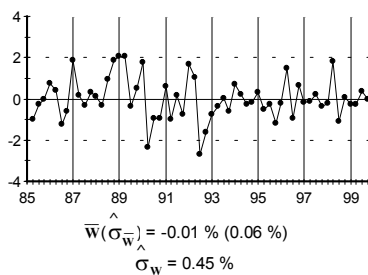
∇rs6

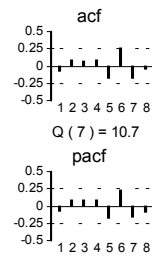
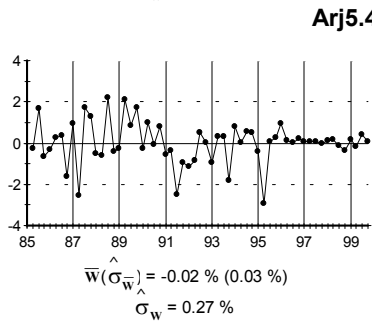
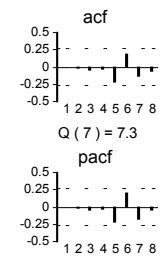
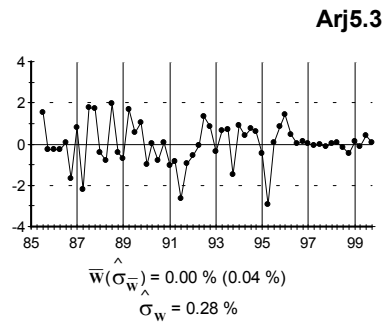
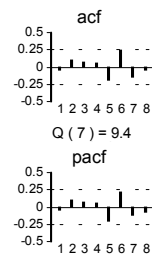
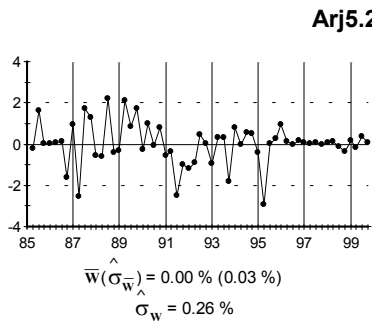
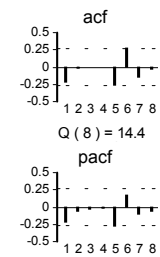
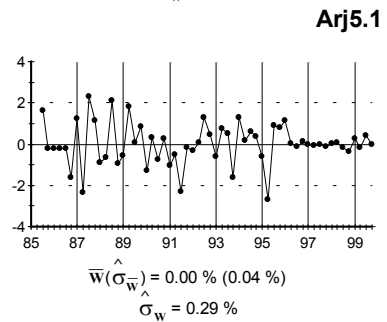
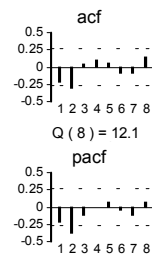
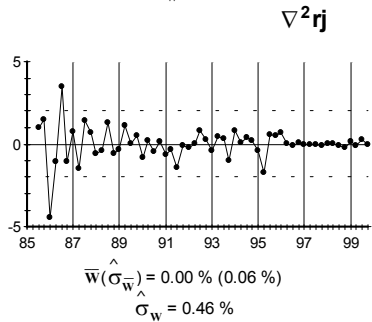
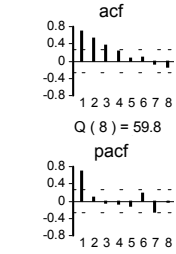
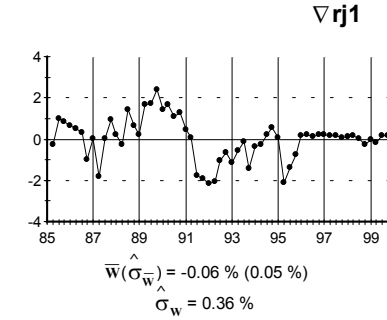
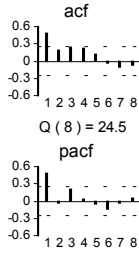
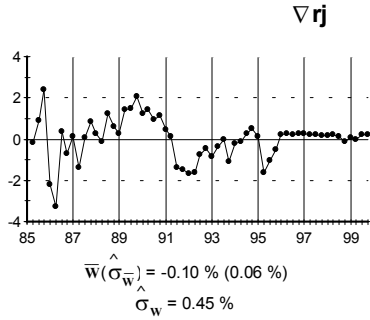
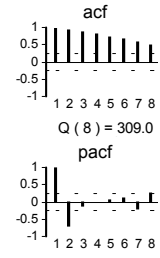
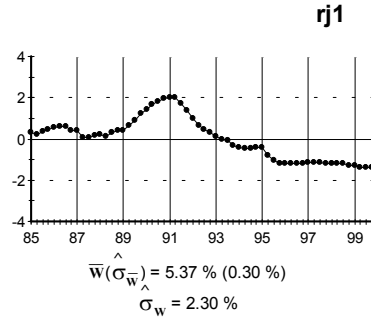
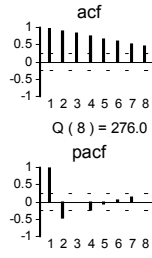
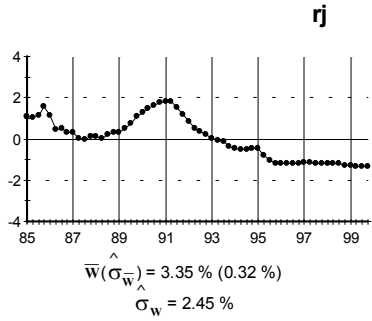


Ars5.6



Ars5.7





Capítulo 6: Análisis Bivariantes del Tipo de Interés y la Tasa de Inflación

En este capítulo se presentan los análisis bivariantes de r y p del UK, la RFA, Suiza y Japón.

Una proposición que la mayoría de los economistas, banqueros, y el público en general toma como cierta es que r influye negativamente a largo plazo sobre p . Por tanto, si los bancos centrales intentan controlar p , es de esperar que p tenga efectos positivos sobre r , aunque se trate de un control no estricto. Además, para que este objetivo sea creíble, parece necesario que se produzcan cambios en el tipo de interés real a muy corto plazo de vencimiento en la misma dirección que los cambios de p ($g_{rp} > 1$). Por otro lado, si el banco central responde a p con cambios en r teniendo en cuenta la proposición anterior, no se deberían detectar efectos negativos de r sobre p .

Para estudiar estas cuestiones en la práctica, se construyen modelos bivariantes de r y p . En estos análisis se impone la hipótesis de identificación, no contrastable pero plausible, de que p no recibe influencia contemporánea de r .

Se encuentra que las respuestas de r frente a p son positivas en todos los países y que en todos se acepta la hipótesis $g_{rp} > 1$. Asimismo los análisis revelan que la dependencia de r sobre p es diferente entre países. Los valores de \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} difieren (significativamente) entre algunos países.

Por otro lado, si el único objetivo de los bancos centrales fuese controlar p , cabría esperar que p explicase completamente la no estacionariedad de r , es decir, que el ruido de la

relación que tiene r como output y p como input siguiera un proceso estacionario. Los análisis de este capítulo señalan que esto no ocurre en ninguno de los países analizados.

Únicamente se encuentran efectos retardados de r sobre p en el caso del UK.

El capítulo se estructura como sigue. La Sección 6.1 describe algunos procedimientos empleados en el análisis bivalente de todos los países. En las Secciones 6.2 - 6.5 se presenta detalladamente el proceso de elaboración de los modelos bivariantes de r y p del UK, la RFA, Suiza y Japón respectivamente. En la Sección 6.6 se presentan las conclusiones principales. Los resultados de la estimación de los modelos señalados en el texto y un resumen de su diagnosis numérica se presentan en el Apéndice 6.1 y en el Apéndice 6.2 se presentan los instrumentos gráficos de diagnosis empleados.

6.1 Introducción

En todos los casos se comienza el análisis buscando cointegración $CI(1,1)$. Se realiza una regresión estática de r_t' versus p_t' , en los casos de $r_t \sim I(1)$, el UK y Japón, o de $\nabla r_t'$ versus p_t' , en los casos de $r_t \sim I(2)$, la RFA y Suiza, siendo r_t' y p_t' las series r_t y p_t extraídos los términos deterministas estimados en sus modelos univariantes. Posteriormente se construye un modelo univariante de la serie de residuos de esta regresión estática y se contrasta la hipótesis nula de no estacionariedad del proceso seguido por la serie de residuos.

Dado que, en ninguno de los cuatro casos se encuentra cointegración, se procede a la construcción de un modelo bivalente estocástico $II(1)$ para (r_t', p_t') en los casos del UK y Japón, y para $(\nabla r_t', p_t')$ en los casos de la RFA y Suiza, donde se estiman los parámetros de los componentes deterministas conjuntamente con los demás parámetros. Se comienza con la estimación conjunta de los modelos univariantes de r y p (Modelos $rpu6.1$, $rpg6.1$, $rps6.1$ y $r pj6.1$). Este modelo bivalente, diagonal en dinámica, se emplea para evaluar la diagnosis de

los otros modelos de relación más complejos que se van obteniendo a lo largo del proceso, del tipo (2.45) o del tipo (2.64) según proceda, presentados en la Sección 2.4.1.2. Los gráficos de los residuos de estos modelos, que se presentan en el Apéndice 6.2, son los correspondientes a los residuos ortogonales bajo la hipótesis de identificación señalada. Véase Sección 2.5.2.

6.2 UK

A partir de las *acf/pacf* de los residuos de la regresión estática de ru'_t versus pu'_t , se especifica un AR(5), y este modelo parece más o menos adecuado. El AR(5) estimado se factoriza en dos operadores AR(2) con r.i. y un operador AR(1) de parámetro negativo. Se contrasta la no estacionariedad del AR(1) y no se rechaza. Las raíces de uno de los AR(2) estimados, aunque imaginarias, están muy cerca de ser reales. Se contrasta y no se rechaza la hipótesis de r.r., por lo que se impone. No se rechaza la hipótesis de no estacionariedad. No se encuentra ningún incidente en los residuos de estos modelos univariantes que sugiera la posibilidad de distorsión favorable a la hipótesis de no estacionariedad, es decir, distorsión positiva en r_1 del nivel. Se concluye que ru' y pu' no están cointegrados, por lo que se procede a la elaboración de un modelo JI(1) para (ru'_t, pu'_t) .

Los parámetros estimados del Modelo rpu6.1 apenas difieren de los de los modelos univariantes de ru y pu , aunque la correlación cruzada contemporánea de los residuos es positiva y alta. La apariencia de los residuos Aru^* y Apu^* es muy semejante a la de los modelos univariantes correspondientes y se observan los mismos incidentes anómalos. En el caso de Aru^* , estos incidentes se describen con detalle en la Sección 5.1.

Se aprecian correlaciones positivas pequeñas en los retardos positivos en la *ccf* residual del Modelo rpu6.1, que sugieren efectos positivos de pu' sobre ru' . El coeficiente

negativo asociado al retardo +4 se explica en gran parte por las contribuciones de unos pocos pares de residuos (véase Tabla 6.2). Las correlaciones destacadas de los retardos negativos de la *ccf* se explican, en mayor parte, por las contribuciones de unos pocos pares de residuos (véase Tabla 6.2), excepto un valor positivo alto en -1 .

En el modelo inicial en forma v (véase Sección 2.5.2 para una descripción de la versión general del modelo) se emplean las estructuras estocásticas del Modelo rpu6.1 para los modelos univariantes de los ruidos de las dos relaciones. Los parámetros ω_0^{rp} y ω_1^{rp} se estiman significativamente distintos de cero, positivo y negativo respectivamente y \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} también resultan significativamente distintos de cero. El parámetro ω_0^{pr} no resulta significativamente distinto de cero. La *ccf* residual revela que no se representan adecuadamente las relaciones.

Se aumentan los órdenes s_{rp} y s_{pr} y se dejan inalteradas las formas de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* . Esta clase de reformulación se repite varias veces. Los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ resultan todos significativamente distintos de cero y del mismo signo (negativos). A su vez, \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan y se estiman cada vez con mayor precisión. En cuanto a $v_{pr}(B)$, se observa que la respuesta de pu' frente a ru' no es monótona. A medida que se aumenta s_{pr} , los únicos parámetros que se mantienen siempre significativamente distintos de cero son ω_0^{pr} y ω_1^{pr} (ambos positivos), y \hat{g}_{pr} no resulta significativamente distinta de cero en ninguno de los ensayos realizados. Los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ y $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ a partir de los órdenes $s_{rp} = 8$ y $s_{pr} = 7$ no resultan significativamente distintos de cero. Además, se observan altas correlaciones entre estos

parámetros añadidos y muchos de los demás parámetros estimados del modelo y no mejora la diagnosis, por lo que estos parámetros adicionales no se mantienen en el modelo.

El Modelo rpu6.2, con $s_{rp} = 8$ y $s_{pr} = 7$, parece más o menos adecuado en términos estadísticos. Todos los parámetros de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ resultan significativamente distintos de cero y consistentes en signo. En cuanto a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$, no se obtiene una respuesta monótona de pu' a ru' y se aprecian evidencias de sobreparametrización: muchos de los parámetros de $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ no resultan significativamente distintos de cero y algunos de los parámetros estimados de $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ presentan altas correlaciones entre sí. En este modelo, al igual que en los modelos anteriores (no presentados) con menores órdenes s_{rp} y s_{pr} , \hat{g}_{pr} no resulta significativamente distinta de cero.

Se ensaya añadiendo un operador AR(1) a $v_{rp}(B)$, a la vez que se reduce el orden de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ a $s_{rp} = 4$, porque la *irf* parece decrecer a partir del orden cuatro. Por otro lado, $v_{pr}(B)$ se simplifica, imponiendo la restricción de que $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ tiene un factor ∇ .

En el modelo resultante, igualmente adecuado en términos estadísticos que el modelo anterior, $\hat{\delta}_1^{rp}$ resulta significativamente distinto de cero, los parámetros ω_3^{rp} y ω_4^{rp} no resultan significativamente distintos de cero y $\hat{\omega}_3^{rp}$ se encuentra altamente correlacionado con $\hat{\delta}_1^{rp}$.

Los valores de \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan, aunque no varían significativamente con respecto al Modelo rpu6.2. En $v_{pr}(B) = \bar{v}_{pr}(B)\nabla$, ya no se aprecian altas correlaciones entre los parámetros estimados, aunque muchos de ellos se estiman no significativamente distintos de cero. Los parámetros de los modelo univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* no cambian

significativamente con respecto a los del Modelo rpu6.2.

Se suprimen ω_3^{pr} y ω_4^{pr} . No se aprecia ningún cambio, ni en los parámetros estimados, ni en los instrumentos de diagnóstico. Por otro lado, en $\bar{v}_{\text{pr}}(\text{B})$ los únicos parámetros que resultan significativamente distintos de cero son $\bar{\omega}_0^{\text{pr}}$ y $\bar{\omega}_5^{\text{pr}}$. Se ensaya suprimiendo todos los parámetros de $\bar{\omega}_{s_{\text{pr}}}^{\text{pr}}(\text{B})$ excepto $\bar{\omega}_0^{\text{pr}}$, ya que desde el comienzo se observa que todos los coeficientes destacados de los retardos negativos de la *ccf* residual, excepto -1 , se explican en gran parte por las contribuciones de unos pocos pares de residuos. Con estas simplificaciones, se obtiene el Modelo rpu6.3, que parece más o menos adecuado en términos estadísticos y que es el modelo mejor que se obtiene.

En el Modelo rpu6.3, $\hat{g}_{\text{rp}} = 5.4$, lo que implica que ru' cambia a largo plazo un 5.4% ante un cambio de un 1% en pu' . El retardo medio de respuesta estimado es de 3.6 trimestres. Se contrasta la hipótesis $g_{\text{rp}} > 1$ y no se rechaza. En la *irf* se aprecia que todos los coeficientes son positivos y que los mayores efectos de p sobre r se producen con retrasos de uno y dos trimestres. La *srf* es monótona creciente.

La realimentación en este modelo es muy débil. De hecho, sólo se descubre un efecto de $\nabla ru'$ sobre pu' .

La forma y los parámetros estimados de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* no varían con respecto a los modelos univariantes de ru y pu respectivamente, excepto que hay una reducción en el factor de amortiguamiento de uno de los AR(2) con r.i. en el modelo de N_{rt}^* . Los parámetros estimados de intervención y estacionalidad en pu no varían mucho en relación con el modelo univariante. Pero los parámetros estimados de S,IV/92 y S,I/93 se reducen (en valor absoluto) mucho con respecto al modelo univariante de ru , lo que indica

que este incidente se explica, en parte, por la respuesta del Banco de Inglaterra a pu . En Aru* son de menor tamaño la mayoría de los incidentes anómalos observados en los residuos del modelo univariante de ru , lo que también indica que la relación los explica, al menos en parte.

Se obtiene, con el Modelo rpu6.3, una reducción de varianza residual apreciable relativa al modelo univariante de ru . La desviación típica residual estimada pasa de 0.53% en el modelo univariante a 0.42% en el Modelo rpu6.3. El R^2 en el modelo univariante de ru es 0.54, mientras que, en el Modelo rpu6.3, es 0.71.

La *ccf* residual no indica la necesidad de reformular $v_{rp}(B)$, ni $v_{pr}(B)$: los coeficientes asociados a los retardos +6 y +7 son un poco elevados, pero se explican en gran parte por las contribuciones de los pocos pares de residuos que se presentan en la Tabla 6.2. Las *acf/pacf* de Aru* y Apu* tampoco indican la necesidad de reformulación del modelo.

Se añade un MA(1) al modelo univariante de N_{it}^* para evaluar de nuevo la posibilidad de que $(ru'_t, pu'_t) \sim CI(1,1)$. El parámetro de este MA(1) se estima literalmente no invertible. Sin embargo, al investigar la posibilidad de distorsión hacia arriba de este parámetro MA(1), se encuentra que el hecho anómalo de dos escalones negativos en II/91 – III/91 en ru , influye fuertemente en este parámetro. Cuando se introducen estas intervenciones, el parámetro MA(1) resulta negativo y no significativamente diferente de cero. En ambos experimentos de sobreajuste, ninguno de los demás parámetros experimenta un cambio relevante. Se concluye que ru' y pu' operan en un sistema $JI(1)$, no $CI(1,1)$.

6.3 RFA

Se especifica un AR(3) en base a las *acf/pacf* de los residuos de la regresión estática de $\nabla rg'_t$ versus pg'_t . El modelo estimado parece más o menos adecuado. El AR(3) estimado

se factoriza en un operador AR(1) de parámetro positivo y un AR(2) con r.i. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad y no se rechaza. No se aprecia en los residuos ningún incidente anómalo que pudiera distorsionar a favor de la no estacionariedad de los residuos de la regresión estática. Se concluye que $\nabla rg'$ y pg' no operan en una relación CI(1,1), por lo que se construye un modelo JI(1) para $(\nabla rg'_t, pg'_t)$.

No se aprecian diferencias entre los residuos del Modelo rpg6.1 y los residuos de los modelos univariantes de rg y pg , puesto que los parámetros estimados apenas varían y no se presenta correlación contemporánea relevante. En Arg* destaca el incidente S,III/88, que no resulta influyente sobre la decisión del orden de integración de rg ni sobre los parámetros del modelo univariante. Véase Sección 5.2.

Se observan correlaciones positivas pequeñas en los retardos +1, +2 y +3 de la *ccf* residual del Modelo rpg6.1. Las correlaciones negativas elevadas que se aprecian en los retardos negativos de la *ccf* se explican en gran parte por las contribuciones de unos pocos pares de residuos. Véase Tabla 6.2.

Las estructuras estocásticas del Modelo rpg6.1 se emplean como modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* del modelo inicial en forma v . Los parámetros ω_0^{ip} , ω_1^{ip} y ω_0^{pr} estimados no resultan significativamente distintos de cero. Se aumentan los órdenes s_{ip} y s_{pr} a la vez y esta reformulación se repite varias veces. Los parámetros de $\omega_{s_{ip}}^{ip}(B)$ no resultan significativamente distintos de cero hasta que se alcanza $s_{ip} = 6$, y entonces todos (menos ω_0^{ip}) resultan significativamente distintos de cero. Ninguno de los parámetros de $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ resulta significativamente distinto de cero en los ensayos realizados. Los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{ip}}^{ip}(B)$ y a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$, a partir de los órdenes $s_{ip} = 7$ y $s_{pr} = 6$, no resultan

significativamente distintos de cero, se observan correlaciones elevadas entre estos parámetros y muchos de los restantes parámetros del modelo y no mejora la diagnosis. Por ello no se mantienen estos parámetros adicionales en el modelo.

El Modelo rpg6.2, con $s_{rp} = 7$ y $s_{pr} = 6$, parece más o menos adecuado en términos estadísticos. Los parámetros de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$, excepto ω_0^{rp} , se estiman significativamente distintos de cero. Se aprecia que los valores de los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ decrecen a partir del retardo cuatro, lo que sugiere la presencia de un AR(1) en $v_{rp}(B)$. Esta reformulación también se ve justificada por las altas correlaciones observadas entre los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$. Por otro lado, ninguno de los parámetros estimados de $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ resulta significativamente distinto de cero.

Se añade un AR(1) a $v_{rp}(B)$ y se especifica $s_{rp} = 4$. Además, se suprimen todos los parámetros de $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$. En el modelo que incorpora los cambios anteriores, δ_1^{rp} se estima positivo y significativamente distinto de cero, ya no se observan altas correlaciones entre los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$, \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan con respecto al Modelo rpg6.2, aunque se estiman con menor precisión, y no se aprecian cambios relevantes en los parámetros estimados de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* , ni en sus instrumentos de diagnosis. La *ccf* no revela mala especificación.

Se ensaya aumentando s_{rp} . Los parámetros que se añaden (hasta un orden $s_{rp} = 7$) resultan todos significativamente distintos de cero y de signo negativo, el resto de los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ aumentan y \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} también aumentan y se estiman cada vez con mayor precisión. En el Modelo rpg6.3, $s_{rp} = 7$, $r_{rp} = 1$.

En otro ensayo, se añade un parámetro adicional a $\omega_{s_p}^{rp}(B)$, pero éste no resulta significativamente distinto de cero y se observan altas correlaciones entre éste y el resto de los parámetros estimados de $v_{rp}(B)$. Por ello no se mantiene este parámetro en el modelo.

En Arg* del Modelo rpg6.3 destaca el S,III/88 de rg . Se introduce este incidente para evaluar su influencia. Este escalón resulta influyente: los parámetros $\hat{\omega}_4^{rp}$, $\hat{\omega}_5^{rp}$, $\hat{\omega}_6^{rp}$, $\hat{\omega}_7^{rp}$ y $\hat{\delta}_1^{rp}$ cambian significativamente con respecto al Modelo rpg6.3 y ω_6^{rp} y ω_7^{rp} no resultan significativamente distintos de cero, por lo que se suprimen, dando lugar al Modelo rpg6.4.

Este modelo parece adecuado en términos estadísticos. La \hat{g}_{rp} es 7.6. Se contrasta la hipótesis $g_{rp} > 1$ y no se rechaza. Se aprecia que la respuesta de rg' a pg' es muy lenta. De hecho, \bar{I}_p es 6.5 trimestres. En la *irf* se observa que los mayores efectos de p sobre r se producen con retrasos de tres, cuatro y cinco trimestres. La *srf* es monótona creciente.

No se observan diferencias importantes entre los parámetros del Modelo rpg6.4 y los parámetros de los modelos univariantes de rg con SIII/88 (modelo que no se presenta) y pg . Con el Modelo rpg6.4 se obtiene cierta reducción de varianza de Arg* con respecto al modelo univariante de rg con S,III/88. La desviación típica residual pasa de .29% en el modelo univariante a .25% en el Modelo rpg6.4. El R^2 pasa de 0.41 en el modelo univariante con SIII/88 a 0.56 en el Modelo rpg6.4.

Se aprecia que r_5 de la *acf* de Arg* es algo elevado, pero se explica en gran parte por las contribuciones de dos pares de residuos. No se observa ninguna otra evidencia de mala especificación.

Se ensaya añadiendo un MA(1) al modelo univariante de N_{rt}^* , pero no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime.

6.4 Suiza

Las *acf/pacf* de los residuos de la regresión estática de $\nabla rs'_t$ versus ps'_t muestran la configuración de un AR(6). El modelo AR(6) estimado, que parece adecuado, se factoriza en tres operadores AR(2) con r.i. Uno de estos AR(2) estimados presenta raíces que, aunque imaginarias, están muy cerca de ser reales. Se contrasta y no se rechaza la hipótesis de r.r., por lo que se impone. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad y no se rechaza. Se concluye que $(\nabla rs'_t, ps'_t) \sim \text{JI}(1)$ y se construye el modelo bivalente correspondiente para $(\nabla rs'_t, ps'_t)$.

Los parámetros estimados del Modelo rps6.1 cambian muy poco con respecto a los modelos univariantes de *rs* y *ps*. La correlación cruzada contemporánea de los residuos se estima positiva y significativamente distinta de cero. La serie *Ars** del Modelo rps6.1 es muy semejante a los residuos del modelo univariante de *rs* y se observan los mismos incidentes anómalos, descritos con detalle en la Sección 5.3. Muchos de estos incidentes se detectan igualmente en los residuos de todos los modelos en forma *v* que se construyen para $(\nabla rs'_t, ps'_t)$.

Las correlaciones más destacadas que se aprecian en la *ccf* residual del Modelo rps6.1 se explican en gran parte por la contribución de algunos pocos pares de residuos (véase Tabla 6.2).

En el modelo inicial en forma *v* se emplean las estructuras estocásticas del Modelo rps6.1 como modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* . Los parámetros ω_0^{rp} y ω_1^{rp} estimados resultan significativamente distintos de cero, positivo y negativo respectivamente y el parámetro ω_0^{pr} estimado resulta significativamente distinto de cero y negativo.

Se aumentan los órdenes s_{rp} y s_{pr} paso a paso y a la vez. Los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ resultan significativamente distintos de cero y negativos, y \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan y se estiman cada vez con mayor precisión. Ninguno de los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ resulta significativamente distinto de cero en los ensayos realizados. Los órdenes $s_{rp} = 3$ y $s_{pr} = 2$ parecen suficientes (Modelo rps6.2). Cuando se realizan experimentos con mayores órdenes s_{rp} y s_{pr} , sólo se obtiene evidencia de sobreparametrización: los coeficientes de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ y $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ resultan erráticos (a veces se estiman positivos, otras veces negativos, a veces significativamente distintos de cero y otras veces no) y se observan altas correlaciones entre los parámetros añadidos y muchos de los restantes parámetros estimados. Por ello no se mantienen estos parámetros en el modelo.

El Modelo rps6.2 parece más o menos adecuado en términos estadísticos. Se aprecian altas correlaciones entre muchos de los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ y los valores de los coeficientes de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ decrecen a partir del retardo uno, lo que sugiere la presencia de un AR(1) en $v_{rp}(B)$.

Se añade un AR(1) a $v_{rp}(B)$ y se especifica $s_{rp} = 1$. Se simplifica $v_{rp}(B)$ suprimiendo los parámetros no significativamente distintos de cero, ω_1^{pr} y ω_2^{pr} . En el modelo resultante, igualmente adecuado en términos estadísticos, el parámetro δ_1^{rp} se estima no significativamente distinto de cero, por lo que se mantiene la estructura anterior de $v_{rp}(B)$, es decir, $s_{rp} = 3$ y $r_{rp} = 0$.

Al comienzo se observa que las correlaciones elevadas de la *ccf* residual, incluida la asociada al retardo -1 , se explican en gran parte por unos pocos pares de residuos, por lo que

se ensaya suprimiendo $v_{pr}(B)$. Esta simplificación conduce al Modelo rps6.3, que parece más o menos adecuado en términos estadísticos. Los parámetros estimados de este modelo no difieren significativamente de los del Modelo rps6.2, aunque en el Modelo rps6.3 ya no se observan tantas correlaciones elevadas entre los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$. Apenas hay cambios apreciables en los instrumentos de diagnosis. Se observa que aumentan los coeficientes asociados a los retardos -1 y -2 de la *ccf* residual, pero cada uno se explica, en gran parte, por la contribución de un par de residuos (véase Tabla 6.2).

El valor de \hat{g}_{rp} en el Modelo rps6.3 es 2.3, significativamente menor que en los casos anteriores, aunque no se rechaza la hipótesis $g_{rp} > 1$. El retardo medio de respuesta estimado es 1.1 trimestres, lo que indica una respuesta relativamente rápida (en relación al resto de países analizados) de rs' frente a ps' . Esto último es evidente también en la *irf*, donde se aprecia que toda la respuesta rs' a ps' se produce en el primer año. La *srf* es monótona creciente.

La forma de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* no varía con respecto a los modelos univariantes de rs y ps , pero algunos de los parámetros estimados cambian significativamente. Los parámetros de los términos deterministas de intervención de rs y ps apenas difieren de los de los modelos univariantes.

Con el Modelo rps6.3 se obtiene una reducción de varianza apreciable de Ars^* con respecto al modelo univariante de rs . La desviación típica residual de Ars^* pasa de 0.47% en el modelo univariante a 0.36% en el Modelo rps6.3. El R^2 pasa de 0.84 en el modelo univariante a 0.91 en el Modelo rps6.3. Esto sugiere que una parte importante de la variabilidad de rs' puede ser explicada con los efectos de ps' . Lo mismo indica el gráfico de Ars^* . Hay ciertos hechos anómalos observados en los residuos del modelo univariante de

rs que se reducen de tamaño en este modelo, como por ejemplo el incidente en I/90 - II/90: en el Modelo rps6.3 el residuo en II/90 no es tan extremo como en el Modelo rps6.1, y se aprecia que los residuos de las fechas próximas están mejor centrados.

No hay evidencia en la ccf de estructura adicional: los coeficientes asociados a los retardos -4 y -5 son un poco elevados, pero se explican en mayor parte por las contribuciones de muy pocos pares de residuos. Las $acf/pacf$ de Ars^* y Aps^* tampoco muestran evidencias de mala especificación.

Se añade un MA(1) de sobreajuste al modelo univariante de N_{rt}^* . El parámetro del MA(1) no resulta significativamente distinto de cero, por lo que se suprime.

Se analiza la influencia de determinados incidentes anómalos que se observan en Ars^* , procedentes de rs , sobre los parámetros del Modelo rps6.3. En concreto se introducen en el modelo dos incidentes por separado, uno formado por dos impulsos en I/90 - II/90 y otro formado por tres impulsos en I/92 - III/92. Los impulsos en I/90 - II/90 no resultan influyentes sobre los parámetros del modelo. Se observa que los parámetros estimados de estos impulsos se reducen mucho con respecto al modelo univariante (no presentado), lo que indica que, en parte, este incidente se explica como respuesta del Banco de Suiza a ps .

El incidente formado por tres impulsos en I/92 - III/92 resulta influyente. Cuando se añaden estos tres impulsos, la FLT $v_{rp}(B)$ se debilita mucho: los parámetros ω_0^{rp} y ω_1^{rp} se estiman significativamente distintos a los del Modelo rps6.3 (menores) y ω_2^{rp} y ω_3^{rp} se estiman no significativamente distintos de cero. Además, \hat{g}_{rp} se reduce mucho y se rechaza la hipótesis $g_{rp} > 1$. Hasta el momento no se ha encontrado información extramuestral que justifique estos efectos transitorios en los tres primeros trimestres del año 92. Por otro lado, los parámetros estimados de este incidente se reducen mucho con respecto al modelo

univariante, lo que sugiere que parte de este incidente se debe a la respuesta del Banco de Suiza a ps . En consecuencia, a pesar de su influencia sobre la conclusión de que $g_{rp} > 1$ y sobre los parámetros del modelo, parece más razonable no tratar a este hecho anómalo como contaminación, más aun cuando la conclusión que se obtiene sobre el comportamiento del Banco de Suiza es tan diferente cuando se añaden estos tres impulsos.

6.5 Japón

Se identifica un AR(5) en las *acf/pacf* de los residuos de la regresión estática estimada de r'_t versus p'_t . El AR(5) estimado, que parece estadísticamente adecuado, se factoriza en dos operadores AR(2) con r.i. y un operador AR(1) de parámetro positivo. Se contrasta la no estacionariedad del AR(1) y no se rechaza. Se concluye que $(r'_t, p'_t) \sim I(1)$ y se construye el modelo bivalente correspondiente para (r'_t, p'_t) .

Los parámetros estimados del Modelo rpj6.1 no varían mucho con respecto a los modelos univariantes de rj y pj . La correlación cruzada contemporánea de los residuos se estima positiva y significativamente distinta de cero. En Arj^* se observan los mismos incidentes anómalos que en los residuos del modelo univariante de rj (véase una descripción de los mismos en la Sección 5.4). Estos incidentes se aprecian también en los residuos del resto de los modelos bivariantes construidos para (r'_t, p'_t) .

En la *ccf* residual del Modelo rpj6.1 se observan correlaciones positivas pequeñas en los retardos +1, +2 y +4. Los coeficientes en los retardos +5, -1, -2, -3, -4 y -5 se explican en gran parte por las contribuciones de muy pocos pares de residuos (véase Tabla 6.2).

Se emplean las estructuras estocásticas del Modelo rpj6.1 como modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* en el modelo inicial en forma v . Los parámetros ω_0^{rp} y ω_1^{rp} se estiman no

significativamente distintos de cero. El parámetro ω_0^{pr} se estima positivo y significativamente distinto de cero. La *ccf* residual indica que falta estructura por incorporar al modelo.

Se añaden parámetros a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ y a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ a la vez y paso a paso. En los modelos sucesivos, los parámetros ω_0^{rp} y ω_1^{rp} se estiman significativamente distintos de cero (positivo y negativo respectivamente), los parámetros adicionales que se añaden a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ se estiman negativos y significativamente distintos de cero, y \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan y se estiman cada vez con mayor precisión. En cuanto a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$, ninguno de los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ resulta significativamente distinto de cero en los ensayos realizados; el único parámetro que se mantiene siempre significativamente distinto de cero es ω_0^{pr} . Los parámetros que se añaden a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ y a $\omega_{s_{pr}}^{pr}(B)$ a partir de los órdenes $s_{rp} = 6$ y $s_{pr} = 5$ no resultan significativamente distintos de cero, se observan altas correlaciones entre éstos y algunos de los restantes parámetros estimados del modelo y no mejora la diagnosis.

El Modelo rpj6.2, con $s_{rp} = 6$ y $s_{pr} = 5$, parece más o menos adecuado en términos estadísticos. Se aprecia que todos los parámetros de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ se estiman significativamente distintos de cero e indican efectos positivos de *pj* sobre *rj*, aunque muchos de ellos presentan altas correlaciones entre sí. Estas correlaciones y el decrecimiento de los valores de los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ en más de una desviación típica a partir del retardo cuatro, sugieren la conveniencia de añadir un AR(1) a $v_{rp}(B)$.

Se añade un AR(1) a $v_{rp}(B)$ y se reduce el orden de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$ a $s_{rp} = 4$. Por otro lado,

$v_{pr}(B)$ se simplifica suprimiendo todos los parámetros excepto ω_0^{pr} . La reformulación parece adecuada. Desaparecen las altas correlaciones entre los parámetros estimados de $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$, \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} aumentan, aunque se estiman con una precisión un poco menor y no se aprecian cambios en la configuración de los retardos positivos de la *ccf*. El parámetro estimado del modelo univariante de N_{rt}^* apenas varía; no se observan cambios relevantes en Arj^* ni en las *acf/pacf* correspondientes. Por otro lado, $\hat{\omega}_0^{pr}$ no cambia significativamente, ni tampoco cambian significativamente los parámetros del modelo univariante de N_{pt}^* . Se aprecia que las correlaciones en los retardos negativos de la *ccf* aumentan con respecto al Modelo rpj6.2, pero se explican en gran parte por algunos pocos pares de residuos.

En este modelo se ensaya añadiendo parámetros de sobreajuste a $\omega_{s_{rp}}^{rp}(B)$. Ninguno de estos parámetros resulta significativamente distinto de cero, \hat{g}_{rp} y \bar{l}_{rp} no difieren significativamente entre los distintos modelos y no mejora la diagnosis, por lo que no se mantienen estos parámetros adicionales en el modelo.

Dado que se observa al comienzo que el coeficiente del retardo -1 de la *ccf* residual se explica en gran parte por la contribución de un par de residuos, se ensaya suprimiendo $v_{pr}(B)$, lo que conduce al Modelo rpj6.3. Este modelo parece también más o menos adecuado en términos estadísticos. El único parámetro que cambia significativamente con respecto al modelo anterior es el parámetro del MA(1) del modelo univariante de N_{pt}^* , pero no se aprecian cambios relevantes en Apj^* , ni en las *acf/pacf* correspondientes, ni tampoco en Arj^* o en sus *acf/pacf*. En la *ccf* se observa que el coeficiente asociado al retardo -1 aumenta. Sin embargo, se explica por la contribución de algunos pocos pares de residuos. Lo mismo ocurre con el resto de los coeficientes elevados de la *ccf*. Véase Tabla 6.2.

La \hat{g}_{rp} es 4.1. Se contrasta la hipótesis $g_{rp} > 1$ y no se rechaza. El retardo medio de respuesta estimado es de 3.8 trimestres. Todos los coeficientes de la *irf* son positivos y los mayores efectos de p sobre r se producen con retardos de dos, tres y cuatro trimestres. La *srf* es monótona creciente.

Las formas y los parámetros estimados de los modelos univariantes de N_{rt}^* y N_{pt}^* no varían con respecto a los modelos univariantes de rj y pj , ni tampoco se aprecian cambios importantes en los parámetros de los términos deterministas. La desviación típica residual pasa de 0.27% en el modelo univariante a 0.23% en el Modelo rpj6.3. Asimismo, el R^2 pasa de 0.65 en el modelo univariante a 0.74 en el Modelo rpj6.3.

Las *acf/pacf* de N_{rt}^* y de N_{pt}^* no señalan mala especificación. La media muestral de Arj^* es un poco alta en relación a su desviación típica, pero se debe en gran parte a la contribución de $\hat{a}_{II/87}$. En Arj^* se aprecian los mismos incidentes anómalos que en los residuos del modelo univariante, aunque muchos de ellos no son tan extremos en este modelo.

Se contrasta la presencia de una relación de cointegración entre rj' y pj' , añadiendo un operador MA(1) de sobreajuste al modelo univariante de N_{rt}^* . El parámetro de este MA(1) se estima negativo y no significativamente distinto de cero, por lo que no se mantiene en el modelo. Se concluye de nuevo que rj' y pj' no operan en una relación CI(1,1).

En el Modelo rpj6.3 se estudia la influencia de determinados incidentes anómalos observados en Arj^* sobre los resultados de que rj' y pj' no operan en una relación CI(1,1) y de que $g_{rp} > 1$, y sobre los parámetros del modelo. En particular, se analiza la influencia, por separado, de S,II/87, de un incidente formado por cuatro escalones en III/91 - II/92 y de un incidente formado por tres escalones en II/95 - IV/95. Todos estos incidentes se observan

también en los residuos del modelo univariante de r_j .

Ninguno de estos incidentes influye sobre el resultado de que r_j' y p_j' son $II(1)$, no $CI(1,1)$, ni sobre el resultado de que $g_{rp} > 1$. Los incidentes en II/87 y en II/95 - IV/95 no resultan influyentes por separado sobre los parámetros del modelo. El incidente formado por cuatro escalones en III/91 - II/92 resulta influyente sobre el $AR(1)$ del modelo univariante de N_{rt}^* y sobre \hat{g}_{rp} y \bar{I}_p (aumentan significativamente). No obstante, no se mantiene este incidente en el modelo, porque no se dispone de información extramuestral que justifique estos efectos en r_j como contaminación.

6.6 Conclusiones

En este capítulo se construyen modelos de transferencia de un solo output con p como input y r como output, permitiendo realimentación retardada. Los modelos que se presentan constituyen una versión muy simplificada de la llamada función de reacción de los bancos centrales porque r está casi fijado por los bancos centrales y un objetivo muy importante de los bancos centrales es controlar la inflación.

Los análisis presentados revelan que r y p no están cointegrados en ningún caso.

Se concluye también que p tiene efectos positivos sobre r en todos los países incluidos en el estudio. Además, en ningún caso se rechaza la hipótesis $g_{rp} > 1$, aunque en el caso de Suiza se encuentra que un incidente anómalo influye en este último resultado de forma decisiva. Estos resultados no dependen del orden de integración de r : se dan en países donde $r \sim I(1)$, el UK y Japón, y en países donde $r \sim I(2)$, la RFA y Suiza.

En los casos de la RFA, Suiza y Japón no se encuentran efectos de r sobre p . En el caso del UK se encuentra un efecto positivo débil de ∇ru sobre pu .

Los resultados anteriores sugieren que los bancos centrales intentan controlar p .

El valor de g_p es una medida de la sensibilidad de la política monetaria frente a cambios en p . Se aprecia que la ganancia a largo plazo estimada mayor es la de la RFA (7.6 (3.5)), le sigue el UK (5.4 (1.3)), después Japón (4.1 (1.5)) y finalmente, Suiza (2.3 (0.3)), aunque la ganancia a largo plazo de la RFA y del UK no son significativamente diferentes, ni tampoco las del UK y Japón. Todas las irf estimadas presentan solamente valores positivos. Las respuestas estimadas de r frente a p , a excepción de la de Suiza, son bastante lentas. Los retardos medios de respuesta estimados son de 3.6 (1.0), 6.5 (2.2), 1.1 (0.1) y 3.8 (1.1) trimestres para el UK, la RFA, Suiza y Japón respectivamente.

En todos los países analizados, y especialmente en el UK y Suiza, con los modelos de transferencia construidos se obtiene una reducción de varianza residual con respecto al modelo univariante de r . El porcentaje de reducción de la varianza de innovación del ruido del modelo de transferencia relativo al modelo univariante de r es del 21%, 14%, 23% y 15% en los casos del UK, la RFA, Suiza y Japón respectivamente.

En ninguno de los países analizados se reduce a estacionario el ruido de la relación que tiene r como output y p como input. Este resultado indica que en la función de reacción de todos estos bancos centrales están presentes otras variables no estacionarias, además de p . En los casos de la RFA y Suiza, en los que $rg \sim I(2)$ y $rs \sim I(2)$, la función de reacción de los bancos centrales necesariamente tiene que incluir al menos una variable que siga un proceso $I(2)$.

Apéndice 6.1: Tablas

En la Tabla 6.1 se presentan los modelos estimados, en la Tabla 6.2 se presentan, para cada modelo, las correlaciones cruzadas entre los residuos más destacadas y las contribuciones de algunos pares de residuos a estas correlaciones. Por último, en la Tabla 6.3 se presenta un resumen de la diagnosis de los modelos anteriores.

En la Tabla 6.1, en primer lugar se describen los componentes deterministas de las variables r y p . A continuación se presentan los dos modelos de transferencia, primero el que tiene r como output y p como input, y segundo el que tiene p como output y r como input. Bajo ambas FLT estimadas se presentan la ganancia a largo plazo estimada (\hat{g}), y cuando la srf estimada es monótona, el retardo medio de respuesta estimado (\bar{I}). Después, se presentan los modelos univariantes de los ruidos, independientes por hipótesis.

Todos los parámetros estimados van acompañados de su desviación típica estimada entre paréntesis. Para cada modelo se presentan las desviaciones típicas estimadas de las dos series residuales y los coeficientes de correlación estimados entre algunos de los parámetros estimados cuando éstos sean mayores, en valor absoluto, que .70, con líneas y flechas para indicar los parámetros correspondientes. También se presenta, en cada modelo, y para la variable r , el coeficiente de determinación estimado, R^2 , que se puede comparar con el R^2 del modelo univariante de r . En el caso de que el modelo presente un operador AR(2) con r.i. no restringido en frecuencia, se presenta el factor de amortiguamiento estimado (\hat{f}_a) y el período estimado (\hat{p}_{er}). En aquellos modelos en los que la matriz Σ no es diagonal (rpu6.1, rpg6.1, rps6.1 y rpj6.1), se presenta también el coeficiente de correlación contemporánea

estimado ($\hat{\rho}_0$) y su desviación típica, aproximada y estimada, entre paréntesis.

Las series residuales se denotan con la letra a , con subíndice el nombre de la variable correspondiente. En el caso de los modelos en los que la matriz Σ es diagonal, el nombre de las series residuales va seguido de asterisco. Las desviaciones típicas residuales estimadas que se presentan en la Tabla 6.1 para los Modelos rpu6.1, rpg6.1, rps6.1 y rpj6.1 son las correspondientes a los residuos ortogonalizados (a_r^* y a_p^*) de estos modelos. Véase Sección 2.5.2. Asimismo, la información que se presenta en las Tablas 6.2 y 6.3 para estos modelos se refiere a dichos residuos ortogonalizados.

En la Tabla 6.2 se presentan, para cada modelo, los valores más destacados de la *ccf* de los residuos y las contribuciones de algunos pares de residuos a estos valores. En esta tabla se presenta el nombre del modelo, los nombres de las variables residuales correspondientes, las fechas y los valores de las contribuciones parciales y totales (suma de las contribuciones parciales de los pares de residuos presentados), el retardo (k) y el valor de la *ccf* para ese retardo entre paréntesis.

La Tabla 6.3 contiene la información diagnóstica numérica de los modelos presentados en la Tabla 6.1. Para cada serie residual se presenta la media residual (\bar{a}) y su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$), el estadístico Q de Ljung-Box calculado sobre 8 retardos (entre paréntesis aparece el número de grados de libertad) e información acerca de los residuos cuyo valor tipificado es mayor o igual en valor absoluto que dos desviaciones típicas residuales. Se presenta también el estadístico multivariante portmanteau (P) de Hosking (1980), con su número de grados de libertad entre paréntesis.

Tabla 6.1: Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpu6.1			
$ru_t = (-.0172 - .0116B)\xi_t^{S,IV/92} + ru'_t$ $\quad \quad \quad (.0040) \quad (.0042)$			
$pu_t = .016\xi_t^{1,II/85} + .016\xi_t^{1,II/90} - .0048 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0048(-1)^t + pu'_t$ $\quad \quad \quad (.004) \quad \quad (.001) \quad \quad (.0004) \quad \quad (.0004)$			
$\begin{matrix} \xleftrightarrow{-.93} \\ (1 + .86B)(1 - 1.44B + .62B^2)(1 + .24B + .83B^2) \\ (.06) \quad \quad (.10) \quad (.10) \quad \quad (.07) \quad (.06) \\ \widehat{fa} = .79 \quad \widehat{per} = 15.1 \quad \widehat{fa} = .91 \quad \widehat{per} = 3.7 \\ \quad \quad \quad (.06) \quad \quad (2.5) \quad \quad (.03) \quad \quad (0.1) \end{matrix}$	0	$\begin{bmatrix} \nabla ru'_t \\ \nabla pu'_t \end{bmatrix} =$	$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & (1 - .60B) \\ & (.09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{rut} \\ a_{put} \end{bmatrix}$
$\hat{\sigma}_{a_{ru}}^* = .45\%$	$\hat{\sigma}_{a_{pu}}^* = .43\%$	$\hat{\rho}_0 = .57(.11)$	$R^2 = .66$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpu6.2

$$ru_t = \begin{matrix} (-.0132 - .0093B) \xi_{5t}^{S,IV/92} + ru'_t \\ (.0058) (.0042) \\ \nearrow .77 \end{matrix}$$

$$pu_t = \begin{matrix} .011 \xi_{5t}^{I,II/85} + .011 \xi_{5t}^{I,II/90} - .0042 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0042(-1)^t + pu'_t \\ (.004) \quad (.008) \quad (.0004) \quad (.0004) \end{matrix}$$

$$ru'_t = \begin{matrix} \begin{matrix} I,II/90 & I,II/90 \\ \begin{matrix} \leftarrow .73 \downarrow & \leftarrow .80 \rightarrow & \downarrow .71 \end{matrix} \end{matrix} \\ (.62 + .65B + .70B^2 + .70B^3 + .52B^4 + .22B^5 + .25B^6 + .34B^7 + .29B^8) pu'_t + N_{rut}^* \\ (.15) (.24) \quad (.27) \quad (.15) \quad (.16) \quad (.17) \quad (.18) \quad (.17) \quad (.16) \\ \hat{g} = 4.3 (1.0) \quad \bar{I} = 3.2 (0.4) \end{matrix}$$

$$pu'_t = \begin{matrix} \begin{matrix} \leftarrow .78 \rightarrow & \leftarrow .76 \rightarrow & \leftarrow .81 \rightarrow & \leftarrow .80 \rightarrow & \leftarrow .81 \rightarrow & \leftarrow .87 \rightarrow \end{matrix} \\ (.31 - .35B + .03B^2 - .02B^3 - .01B^4 + .18B^5 + .04B^6 - .26B^7) ru'_{t-1} + N_{put}^* \\ (.11) (.15) \quad (.15) \quad (.17) \quad (.20) \quad (.18) \quad (.20) \quad (.16) \\ \hat{g} = -.08 (.08) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} \begin{matrix} \leftarrow .90 \rightarrow \\ (1 + .92B)(1 - 1.35B + .62B^2)(1 + .20B + .86B^2) \nabla N_{rut}^* = a_{rut}^* \\ (.06) \quad (0.16) \quad (.16) \quad (.08) \quad (.07) \end{matrix} & R^2 = .74 \\ \hat{f}a = .79 \quad \widehat{per} = 11.6 & \hat{f}a = .93 \quad \widehat{per} = 3.7 \\ (.10) \quad (2.0) & (.04) \quad (0.1) \end{matrix}$$

$$\nabla N_{put}^* = (1 - .65B) a_{put}^* \quad (.11)$$

$$\hat{\sigma}_{a_{ru}^*} = .40 \%$$

$$\hat{\sigma}_{a_{pu}^*} = .35 \%$$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpu6.3	
$ru_t = \frac{(-.0099 - .0064B)\xi_t^{S,IV/92}}{(.0043) (.0042)} + ru'_t$	
$pu_t = \frac{.013\xi_t^{1,II/85}}{(.004)} + \frac{.019\xi_t^{1,II/90}}{(.004)} - \frac{.0044 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0004)} + \frac{.0044(-1)^t}{(.0004)} + pu'_t$	
$ru'_t = \frac{.67 + .49B + .25B^2}{(1 - .74B)} \frac{(.15) (.17) (.17)}{(.07)} pu'_t + N_{rut}^*$	
$\hat{g} = 5.4 \text{ (1.3)} \quad \bar{I} = 3.5 \text{ (1.0)}$	
$pu'_t = .20 \nabla ru'_{t-1} + N_{put}^* \text{ (0.08)}$	
$(1 + .88B) \overset{\leftarrow -.84 \rightarrow}{(1 - 1.16B + .45B^2)} (1 + .19B + .87B^2) \nabla N_{rut}^* = a_{rut}^* \quad R^2 = .71$	
$\hat{f}a = .67 \quad \widehat{per} = 11.9 \quad \hat{f}a = .93 \quad \widehat{per} = 3.8$ $(.11) \quad (3.5) \quad (.04) \quad (0.1)$	
$\nabla N_{put}^* = (1 - .60B) a_{put}^* \text{ (1.12)}$	
$\hat{\sigma}_{a_{ru}^*} = .42 \% \qquad \hat{\sigma}_{a_{pu}^*} = .40 \%$	

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpg6.1				
$pg_t = (.0109 + .012B)\xi_t^{I,III/91} + .012\xi_t^{I,1/93} - .0022 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0022 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) - .0012(-1)^t + pg'_t$ <p style="text-align: center;"> (.0024) (.002) (.002) (.0005) (.0005) (.0004) </p>				
$\begin{bmatrix} (1 + .52B + .31B^2) \\ (.12) \quad (.12) \\ \widehat{fa} = .56 \quad \widehat{per} = 3.1 \\ (.11) \quad (.02) \end{bmatrix}$	0	$\begin{bmatrix} \nabla^2 rg_t \\ \nabla pg'_t \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} a_{rgt} \\ a_{pgt} \end{bmatrix}$	
$\begin{bmatrix} 0 & (1 + .75B)(1 + .60B^2) \\ & (.09) \quad (.11) \end{bmatrix}$	=			
$\hat{\sigma}_{a_{rg}}^* = .33\%$	$\hat{\sigma}_{a_{pg}}^* = .30\%$	$\hat{\rho}_0 = .06$ (.12)	$R^2 = .24$	

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpg6.2	
$pg_t = (.0079 + .011B)\xi_t^{1.111/91} + .015\xi_t^{1.1/93} - .0019\cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0019\text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) - .0015(-1)^t + pg'_t$ <p style="text-align: center;"> (.0028) (.003) (.003) (.0004) (.0004) (.0004) </p>	
$rg_t = (.04 + .25B + .41B^2 + .64B^3 + .65B^4 + .55B^5 + .50B^6 + .34B^7)pg'_t + N_{rgt}^*$ <p style="text-align: center;"> (.13) (.18) (.21) (.26) (.25) (.22) (.19) (.14) </p>	
$\hat{g} = 3.4 \text{ (1.3)} \qquad \bar{I} = 4.0 \text{ (0.4)}$	
$pg'_t = (-.01 + .03B + .11B^2 - .15B^3 + .02B^4 - .05B^5 + .06B^6)\nabla rg_{t-1} + N_{pgt}^*$ <p style="text-align: center;"> (.15) (.13) (.14) (.16) (.13) (.14) (.16) </p> $\hat{g} = .01 \text{ (.28)}$	
$(1 + .58B + .40B^2)\nabla^2 N_{rgt}^* = a_{rgt}^* \qquad R^2 = .41$ <p style="text-align: center;"> (.13) (.13) </p> $\hat{f}a = .63 \text{ per} = 3.1$ <p style="text-align: center;"> (.10) (.02) </p>	
$(1 + .70B)(1 + .56B^2)\nabla N_{pgt}^* = a_{pgt}^*$ <p style="text-align: center;"> (.10) (.12) </p>	
$\hat{\sigma}_{a_{rg}}^* = .29 \%$	$\hat{\sigma}_{a_{pg}}^* = .30 \%$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpg6.3	
$pg_t = (.0084 + .011B)\xi_t^{1.111/91} + .015\xi_t^{1.1/93} - .0019 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0019 \operatorname{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) - .0014(-1)^t + pg'_t$ <p style="text-align: center;"> (.0016) (.002) (.003) (.0004) (.0004) (.0004) </p>	
$rg_t = \frac{.11 + .32B + .43B^2 + .57B^3 + .46B^4 + .41B^5 + .41B^6 + .28B^7}{(1 - .56B)} pg'_t + N_{rgt}^*$ <p style="text-align: center;"> (.11) (.12) (.08) (.12) (.11) (.13) (.10) (.06) (.11) </p>	
$\hat{g} = 6.8$	$\bar{1} = 5.0$
$(1 + .65B + .42B^2)\nabla^2 N_{rgt}^* = a_{rgt}^*$ <p style="text-align: center;">(.04) (.07) R² = .45</p>	
$\hat{fa} = .65 \quad \widehat{per} = 3.0$ <p style="text-align: center;">(.05) (0.1)</p>	
$(1 + .71B)(1 + .55B^2)\nabla pg'_t = a_{pgt}^*$ <p style="text-align: center;">(.05) (.02)</p>	
$\hat{\sigma}_{a_{rg}}^* = .28 \%$	$\hat{\sigma}_{a_{pg}}^* = .30 \%$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpg6.4	
$rg_t = \frac{.011 \xi_{\zeta_t}^{S, III/88}}{(.002)} + rg_t'$	
$pg_t = \frac{(.0087 + .010B) \xi_{\zeta_t}^{I, III/91}}{(.0032) (.002)} + \frac{.014 \xi_{\zeta_t}^{I, I/93}}{(.002)} - \frac{.0021 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0005)} + \frac{.0021 \operatorname{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0005)} - \frac{.0012(-1)^t}{(.0004)} + pg_t'$	
$rg_t' = \frac{\frac{.14 + .27B + .36B^2 + .40B^3 + .19B^4 + .16B^5}{(.11) (.12) (.11) (.12) (.11) (.12)}}{(1 - .80B)} pg_t' + N_{rgt}^*$	
$\hat{g} = 7.6 \text{ (3.5)} \quad \bar{I} = 6.5 \text{ (2.2)}$	
$(1 + .56B + .48B^2) \nabla^2 N_{rgt}^* = a_{rgt}^* \quad R^2 = .56$	
$\hat{fa} = .69 \text{ (}.09) \quad \widehat{per} = 3.2 \text{ (}.2)$	
$(1 + .72B)(1 + .56B^2) \nabla pg_t' = a_{pgt}^*$	
$\hat{\sigma}_{a_{rg}^*} = .25 \% \quad \hat{\sigma}_{a_{pg}^*} = .30 \%$	

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rps6.2	
$rs_t = .020 \underset{(.002)}{\xi_t^{I,III/85}} + .025 \underset{(.002)}{\xi_t^{I,II/86}} + .0092 \underset{(.0016)}{\xi_t^{I,III/87}} \overset{\longleftarrow -.76 \longrightarrow}{- .015 \underset{(.002)}{\xi_t^{I,I/88}}} + rs'_t$	
$ps_t = .0014 \underset{(.0005)}{\cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)} + .0012 \underset{(.0004)}{\text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right)} + ps'_t$	
$rs'_t = (.70 + 1.07B + .52B^2 + .26B^3) \underset{(.14)(.019)}{ps'_t} + N_{rst}^*$ <p style="text-align: center;"> $\hat{g} = 2.6 \text{ (0.7)} \quad \bar{I} = 1.1 \text{ (0.2)}$ </p>	
$ps'_t = (-.19 - .07B + .05B^2) \underset{(.09)}{\nabla} rs'_{t-1} + N_{pst}^*$ <p style="text-align: center;"> $\hat{g} = -.21 \text{ (.22)}$ </p>	
$(1 - 1.09B + .73B^2)(1 + 1.08B + .87B^2) \underset{(.08)}{\nabla^2} N_{rst}^* = \underset{(.07)}{a_{rst}^*}$ <p style="text-align: center;"> $\hat{fa} = .85 \underset{(.06)}{\widehat{per}} = 7.1 \underset{(.04)}{\widehat{fa}} = .93 \underset{(.01)}{\widehat{per}} = 2.9$ </p>	$R^2 = .91$
$(1 + .57B)(1 + .37B^2) \underset{(.14)}{\overset{\hat{\omega}_t^{pr}}{\downarrow .76}}{\nabla} N_{pst}^* = \underset{(.24)}{a_{pst}^*}$	
$\hat{\sigma}_{a_{rs}^*} = .37 \%$	$\hat{\sigma}_{a_{ps}^*} = .35 \%$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rps6.3

$$rs_t = \overset{\leftarrow .71 \rightarrow}{.019 \xi_t^{I,III/85} + .025 \xi_t^{I,II/86}} + \overset{\leftarrow -.72 \rightarrow}{.0094 \xi_t^{I,III/87} - .016 \xi_t^{I,I/88}} + rs'_t$$

(.003)
(.002)
(.0015)
(.001)

$$ps_t = .0015 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + .0013 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) + ps'_t$$

(.0005)
(.0005)

$$rs'_t = \overset{\leftarrow .71 \rightarrow}{(.68 + .99B + .42B^2 + .21B^3)} ps'_t + N_{rst}^*$$

(.10)
(.11)
(.12)
(.10)

$$\hat{g} = 2.3 (0.3) \quad \bar{l} = 1.1 (0.1)$$

$$(1 - 1.07B + .72B^2)(1 + 1.07B + .87B^2) \nabla^2 N_{rst}^* = a_{rst}^* \quad R^2 = .91$$

(0.13)
(.10)
(0.09)
(.07)

$$\hat{f}a = .85 \quad \widehat{\text{per}} = 7.1 \quad \hat{f}a = .93 \quad \widehat{\text{per}} = 2.9$$

(.06)
(0.5)
(.04)
(0.1)

$$\overset{\hat{\omega}_2^{\text{rp}}}{.83 \downarrow} (1 + .59B)(1 + .49B^2) \nabla ps'_t = a_{pst}^*$$

(.16)
(.14)

$$\hat{\sigma}_{a_{rs}}^* = .36 \%$$

$$\hat{\sigma}_{a_{ps}}^* = .37 \%$$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpj6.1			
$r_{jt} = \frac{.0104 \xi_t^{I,IV/85}}{(.0012)} - \frac{.015 \xi_t^{S,II/86}}{(.002)} + r_{jt}'$			
$p_{jt} = \frac{.013 \xi_t^{I,II/89}}{(.004)} + \frac{.019 \xi_t^{I,II/90}}{(.004)} - \frac{.0010 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0004)} - \frac{.0010 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0004)} + \frac{.0046(-1)^t}{(.0006)} + p_{jt}'$			
$\begin{bmatrix} (1-.63B) \\ (.09) \end{bmatrix}$	0	$\begin{bmatrix} \nabla r_{jt}' \\ \nabla p_{jt}' \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$
0	$(1+.32B) \\ (.13)$	$\begin{bmatrix} a_{rjt} \\ a_{pjt} \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0 \\ (1-.66B) \\ (.10) \end{bmatrix}$
$\hat{\sigma}_{a_{rj}}^* = .25\%$	$\hat{\sigma}_{a_{pj}}^* = .40\%$	$\hat{\rho}_0 = .30(.13)$	$R^2 = .69$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpj6.2

$$r_{jt} = \frac{.0099 \xi_t^{IV/85}}{(.0014)} - \frac{.014 \xi_t^{S,II/86}}{(.003)} + r_{jt}'$$

$$p_{jt} = \frac{.012 \xi_t^{I,II/89}}{(.003)} + \frac{.019 \xi_t^{I,II/90}}{(.003)} - \frac{.00092 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.00040)} - \frac{.00092 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.00040)} + \frac{.0046(-1)^t}{(.0004)} + p_{jt}'$$

$$r_{jt}' = \left(\begin{array}{cccccc} \leftarrow .81 \rightarrow & \leftarrow .80 \rightarrow & & & & \\ \leftarrow .71 \rightarrow & \leftarrow .82 \rightarrow & & & & \\ \leftarrow .85 \rightarrow & \leftarrow .92 \rightarrow & \leftarrow .94 \rightarrow & \leftarrow .93 \rightarrow & \leftarrow .92 \rightarrow & \leftarrow .85 \rightarrow \\ \leftarrow .71 \rightarrow & & & & & \\ \leftarrow .70 \rightarrow & & & & & \end{array} \right) p_{jt}' + N_{ijt}^*$$

$$\hat{g} = 2.9 (1.0) \quad \bar{I} = 2.7 (0.2)$$

$$p_{jt}' = \left(\begin{array}{ccccc} \leftarrow .89 \rightarrow & \leftarrow .76 \rightarrow & \leftarrow .71 \rightarrow & \leftarrow .76 \rightarrow & \leftarrow .87 \rightarrow \\ \leftarrow .71 \rightarrow & & & & \end{array} \right) r_{jt-1}' + N_{pjt}^*$$

$$\hat{g} = .11 (.03)$$

$$(1 - .55B) \nabla N_{ijt}^* = a_{ijt}^* \quad R^2 = .73$$

(.11)

$$(1 + .30B) \nabla N_{pjt}^* = (1 - .88B) a_{pjt}^*$$

(.14) (.06)

$$\hat{\sigma}_{a_{ij}^*} = .24 \%$$

$$\hat{\sigma}_{a_{pj}^*} = .36 \%$$

Tabla 6.1 (cont.): Modelos bivariantes de r y p

Modelo rpj6.3	
$r_{jt} = \frac{.0106 \xi_t^{IV/85}}{(.0013)} - \frac{.015 \xi_t^{S,II/86}}{(.002)} + r_{jt}'$	
$p_{jt} = \frac{.010 \xi_t^{I,II/89}}{(.003)} + \frac{.019 \xi_t^{I,II/90}}{(.003)} - \frac{.0011 \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0004)} - \frac{.0011 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right)}{(.0004)} + \frac{.0048(-1)^t}{(.0004)} + p_{jt}'$	
$r_{jt}' = \frac{.26 + .32B + .36B^2 + .22B^3 + .19B^4}{(1 - .67B)} p_{jt}' + N_{rjt}^*$	
$\hat{g} = 4.1 (1.5) \qquad \bar{1} = 3.8 (1.1)$	
$(1 - .53B) \nabla N_{rjt}^* = a_{rjt}^* \qquad R^2 = .74$	
$(1 + .35B) \nabla p_{jt}' = (1 - .62B) a_{pjt}^*$	
$\hat{\sigma}_{a_{rj}}^* = .23 \% \qquad \hat{\sigma}_{a_{pj}}^* = .40 \%$	

Tabla 6.2: Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de pares de residuos en los modelos bivariantes de r y p ¹

Modelo	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones		Retardo ccf
					Parciales	Total	
rpu6.1	a_{pu}^*	IV/86	a_{ru}^*	IV/87	-0.05	-.10	k = +4 (-.15)
	a_{pu}^*	I/95	a_{ru}^*	I/96	-0.05		
	a_{ru}^*	II/86	a_{pu}^*	I/87	-0.05	-.11	k = -3 (-.20)
	a_{ru}^*	IV/87	a_{pu}^*	III/88	-0.06		
	a_{ru}^*	IV/87	a_{pu}^*	IV/88	-0.06	-.12	k = -4 (-.24)
	a_{ru}^*	III/88	a_{pu}^*	III/89	-0.06		
	a_{ru}^*	I/91	a_{pu}^*	I/93	-0.06	-0.06	k = -8 (-.14)
rpu6.2	a_{ru}^*	II/87	a_{pu}^*	II/88	-0.05	-.12	k = -4 (-.22)
	a_{ru}^*	III/96	a_{pu}^*	III/97	-0.07		
	a_{ru}^*	I/91	a_{pu}^*	III/92	-0.05	-0.05	k = -6 (-.14)
rpu6.3	a_{pu}^*	IV/86	a_{ru}^*	III/88	.07	.10	k = +7 (.18)
	a_{pu}^*	II/86	a_{ru}^*	IV/87	.05		
	a_{pu}^*	I/87	a_{ru}^*	III/88	.05		k = +6 (.14)
rpg6.1	a_{pg}^*	III/86	a_{rg}^*	III/88	-0.06	-.13	k = +8 (-.20)
	a_{pg}^*	IV/90	a_{rg}^*	IV/92	-0.07		
	a_{pg}^*	IV/86	a_{rg}^*	III/88	-0.04	-.09	k = +7 (-.15)
	a_{pg}^*	I/87	a_{rg}^*	IV/88	-0.05		
rpg6.3	a_{rg}^*	III/88	a_{pg}^*	II/90	-0.04	-.08	k = -7 (-.18)
	a_{rg}^*	I/87	a_{pg}^*	IV/88	-0.04		

1. $1/\sqrt{N} = .13$

Tabla 6.2 (cont.): Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de pares de residuos en los modelos bivariantes de r y p ¹

Modelo	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones		Retardo ccf
					Parciales	Total	
rps6.1	a_{ps}^*	IV/89	a_{rs}^*	II/91	-.05	-.10	k = +6 (-.16)
	a_{ps}^*	I/95	a_{rs}^*	III/96	-.05		
	a_{ps}^*	IV/89	a_{rs}^*	II/90	-.13	-.13	k = +2 (-.26)
	a_{rs}^*	III/89	a_{ps}^*	IV/89	-.04	-.08	k = -1 (-.17)
	a_{rs}^*	II/90	a_{ps}^*	III/90	-.04		
	a_{rs}^*	I/89	a_{ps}^*	IV/89	.05	.08	k = -3 (.21)
	a_{rs}^*	IV/92	a_{ps}^*	III/93	.03		
	a_{rs}^*	IV/88	a_{ps}^*	IV/89	.08	.14	k = -4 (.27)
	a_{rs}^*	I/94	a_{ps}^*	I/95	.06		
	a_{rs}^*	III/88	a_{ps}^*	IV/89	.04	.17	k = -5 (.34)
	a_{rs}^*	III/92	a_{ps}^*	IV/93	.09		
a_{rs}^*	II/98	a_{ps}^*	III/99	.04			
rps6.2	a_{ps}^*	I/95	a_{rs}^*	II/95	-.07	-.07	k = +1 (-.14)
	a_{rs}^*	I/95	a_{ps}^*	I/95	-.09	-.09	k = 0 (-.16)
	a_{rs}^*	IV/88	a_{ps}^*	IV/89	.09	.15	k = -4 (.22)
	a_{rs}^*	III/92	a_{ps}^*	III/93	.06		
	a_{rs}^*	III/88	a_{ps}^*	IV/89	.09	.18	k = -5 (.33)
	a_{rs}^*	III/92	a_{ps}^*	IV/93	.09		

1. $1/\sqrt{N} = .13$

Tabla 6.2 (cont.): Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de pares de residuos en los modelos bivariantes de r y p ¹

Modelo	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones		Retardo ccf
					Parciales	Total	
rps6.3	a_{rs}^*	IV/86	a_{ps}^*	I/87	-.05	-.05	$k = -1$ (-.12)
	a_{rs}^*	I/92	a_{ps}^*	III/92	-.07	-.07	$k = -2$ (-.13)
	a_{rs}^*	IV/88	a_{ps}^*	IV/89	.10	.16	$k = -4$ (.25)
	a_{rs}^*	III/92	a_{ps}^*	III/93	.06		
	a_{rs}^*	III/88	a_{ps}^*	IV/89	.10	.19	$k = -5$ (.39)
	a_{rs}^*	III/92	a_{ps}^*	IV/93	.09		
rpj6.1	a_{pj}^*	I/86	a_{tj}^*	II/87	-.04	-.08	$k = +5$ (-.18)
	a_{pj}^*	II/90	a_{tj}^*	III/91	-.04		
	a_{tj}^*	IV/89	a_{pj}^*	I/90	.05	.05	$k = -1$ (.11)
	a_{tj}^*	III/91	a_{pj}^*	I/92	.04	.08	$k = -2$ (.17)
	a_{tj}^*	II/95	a_{pj}^*	IV/95	.04		
	a_{tj}^*	II/89	a_{pj}^*	I/90	.05	.11	$k = -3$ (.21)
	a_{tj}^*	I/93	a_{pj}^*	IV/93	.06		
	a_{tj}^*	IV/89	a_{pj}^*	IV/90	.06	.12	$k = -4$ (.22)
	a_{tj}^*	III/91	a_{pj}^*	III/92	.06		
	a_{tj}^*	II/87	a_{pj}^*	III/88	-.08	-.08	$k = -5$ (-.15)
rpj6.2	a_{tj}^*	II/87	a_{pj}^*	III/88	-.07	-.07	$k = -5$ (-.15)
	a_{tj}^*	II/89	a_{pj}^*	IV/90	.06	.11	$k = -6$ (.21)
	a_{tj}^*	II/92	a_{pj}^*	IV/93	.05		

1. $1/\sqrt{N} = .13$

Tabla 6.2 (cont.): Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de pares de residuos en los modelos bivariantes de r y p^1

Modelo	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones		Retardo ccf
					Parciales	Total	
rpj6.3	a_{ij}^*	IV/89	a_{pj}^*	I/90	.05	.05	$k = -1$ (.13)
	a_{ij}^*	III/91	a_{pj}^*	I/92	.04	.08	$k = -2$ (.19)
	a_{ij}^*	II/95	a_{pj}^*	IV/95	.04		
	a_{ij}^*	III/88	a_{pj}^*	II/89	.06	.06	$k = -3$ (.18)
	a_{ij}^*	IV/89	a_{pj}^*	IV/90	.06	.12	$k = -4$ (.17)
	a_{ij}^*	III/91	a_{pj}^*	III/92	.06		
	a_{ij}^*	II/87	a_{pj}^*	III/88	-.08	-.08	$k = -5$ (-.17)
	a_{ij}^*	II/92	a_{pj}^*	IV/93	.06	.06	$k = -6$ (.16)

1. $1/\sqrt{N} = .13$

Tabla 6.3: Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos bivariantes de r y p

Modelo	Variable	\bar{a} ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$) [%] (%)	Q(k)	P(k)	Residuos Extremos			
rpu6.1	a_{ru}^*	-0.03 (.06)	4.4 (3)	41.0 (24)	IV/87	-2.0	III/88	3.4
	a_{pu}^*	-0.02 (.06)	6.6 (7)		II/91	-2.7		
rpu6.2	a_{ru}^*	-0.02 (.05)	9.4 (3)	29.2 (12)	III/88	2.5	III/90	-2.7
	a_{pu}^*	-0.05 (.05)	4.1 (7)		II/91	-2.2		
rpu6.3	a_{ru}^*	-0.03 (.05)	7.6 (3)	32.6 (20)	IV/95	-2.1	III/97	2.7
	a_{pu}^*	-0.02 (.05)	7.1 (7)		II/87	-2.3	III/88	2.3
rpg6.1	a_{rg}^*	.01 (.04)	3.4 (6)	26.8 (36)	III/90	-2.8	II/91	-2.5
	a_{pg}^*	.00(.04)	1.3 (6)		I/93	-2.0	III/97	2.0
rpg6.2	a_{rg}^*	.01 (.04)	4.3 (6)	23.5 (16)	I/87	-2.0	III/88	3.6
	a_{pg}^*	.01(.04)	1.7 (6)		I/90	-2.1	IV/92	-2.3
rpg6.3	a_{rg}^*	.01 (.04)	4.2 (6)	20.4 (16)	I/87	2.0	I/89	2.0
	a_{pg}^*	.01(.04)	1.7 (6)		III/97	2.4	I/98	-2.2
rpg6.4	a_{rg}^*	.01 (.03)	6.0 (6)	22.9 (24)	III/88	3.6	I/89	2.1
	a_{pg}^*	.01 (.04)	1.8 (6)		I/90	-2.0	IV/90	2.1
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	I/87	2.0	IV/90	2.1
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		III/97	2.2		
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	III/88	3.2	IV/92	-2.2
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		I/87	2.0	III/97	2.3
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	I/98	-2.1		
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		I/87	-2.0	I/89	2.1
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	I/90	-2.3	IV/92	-2.8
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		I/87	2.0	III/97	2.4
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	I/98	-2.2		
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		II/90	-2.9	III/92	-2.6
rps6.1	a_{rs}^*	.01 (.06)	10.8 (4)	60.9 (32)	IV/89	2.6	IV/93	-2.1
	a_{ps}^*	.00 (.05)	3.4 (6)		I/95	2.5		

Tabla 6.3 (cont.): Instrumentos de diagnosis de los residuos de los modelos bivariantes de r y P

Modelo	Variable	\bar{a}	Q(k)	P(k)	Residuos Extremos			
		$(\hat{\sigma}_{\bar{a}})$ [%] [(%)]						
rps6.2	a_{rs}^*	.01 (.05)	8.2 (4)	45.2 (32)	III/88	2.0	II/90	-2.4
					I/92	2.1	III/92	-2.8
	a_{ps}^*	-.01 (.05)	5.3 (6)		III/98	-2.1		
					I/89	2.5	IV/89	2.6
					I/95	3.0		
rps6.3	a_{rs}^*	.00 (.05)	8.2 (4)	49.3 (32)	III/88	2.0	II/90	-2.3
					I/92	2.1	III/92	-2.8
	a_{ps}^*	-.01 (.05)	4.5 (6)		III/98	-2.0		
					I/87	2.1	IV/89	2.8
					I/95	2.9		
rpj6.1	a_{rj}^*	-.02 (.03)	5.8 (7)	40.8 (40)	II/87	-3.3	III/91	-2.1
					II/95	-2.8		
	a_{pj}^*	-.02 (.05)	4.4 (6)		II/87	2.1	IV/93	-2.7
					IV/98	2.0		
rpj6.2	a_{rj}^*	-.03 (.03)	3.1 (7)	29.5 (20)	II/87	-3.1	III/88	2.2
					IV/89	2.0	II/95	-2.6
	a_{pj}^*	.04 (.05)	4.6 (6)		IV/93	-2.6	IV/98	2.1
rpj6.3	a_{rj}^*	-.03 (.03)	4.1 (7)	35.4 (28)	II/87	-2.9	III/88	2.2
					III/91	-2.1	II/95	-2.4
	a_{pj}^*	-.02 (.05)	3.8 (6)		II/87	2.1	IV/93	-2.7
					IV/98	2.0		

Apéndice 6.2: Gráficos

Este apéndice incluye los instrumentos gráficos de diagnóstico de los modelos bivariantes de r y p mencionados en el texto.

Para cada modelo se presentan los gráficos temporales tipificados de las dos series residuales. En el caso de los Modelos rpu6.1, rpg6.1, rps6.1 y rpj6.1, que tienen una matriz Σ no diagonal, se presentan los gráficos de los residuos correspondientes ortogonalizados, según se explica en la Sección 2.5.2. Estas series residuales, y las del resto de modelos, se denotan con la letra A seguida del nombre de la variable correspondiente y seguido de asterisco.

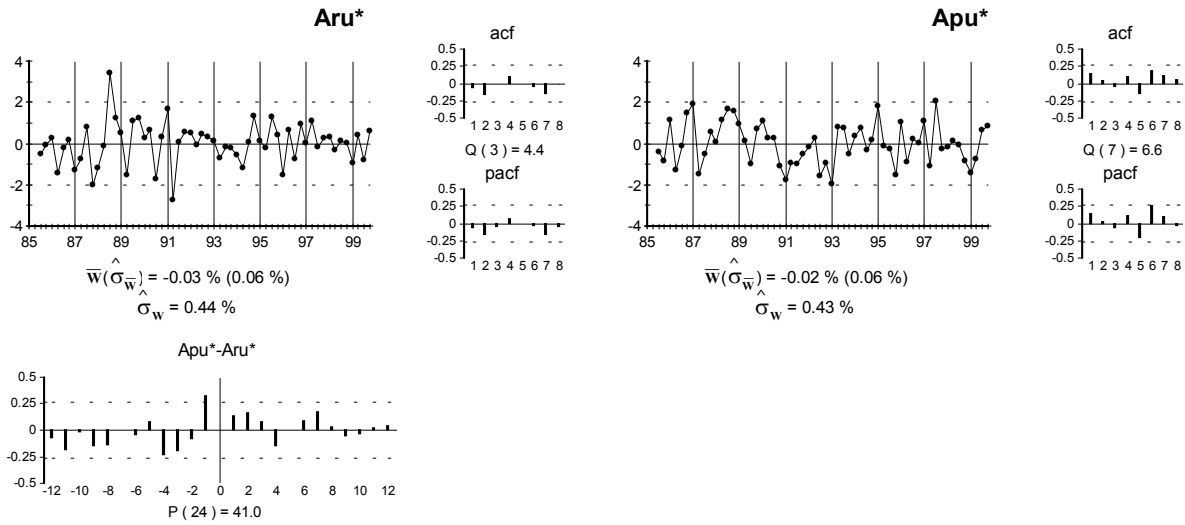
El eje horizontal de los gráficos temporales aparece dividido con líneas verticales cada dos años, que se refieren al primer trimestre del año indicado. Al pie de este gráfico aparecen la media muestral de la serie (\bar{w}), su desviación típica estimada entre paréntesis ($\hat{\sigma}_{\bar{w}}$) y la desviación típica muestral ($\hat{\sigma}_w$), donde w se refiere a la variable definida en la cabecera. Cada gráfico temporal va acompañado por los gráficos de la *acf* y la *pacf*. Las líneas horizontales discontinuas en estos gráficos señalan $\pm 2/\sqrt{N}$, siendo N el número de observaciones. Bajo la *acf* se presenta el valor del estadístico Q de Ljung y Box, calculado con ocho retardos.

Para cada modelo se presenta también el gráfico de la *ccf* bidireccional muestral. Las líneas horizontales discontinuas en estos gráficos señalan $\pm 2/\sqrt{N}$. Los retardos positivos de estos gráficos señalan los efectos retardados de Ap^* sobre Ar^* y los negativos los efectos retardados de Ar^* sobre Ap^* . Bajo la *ccf* se presenta el estadístico multivariante

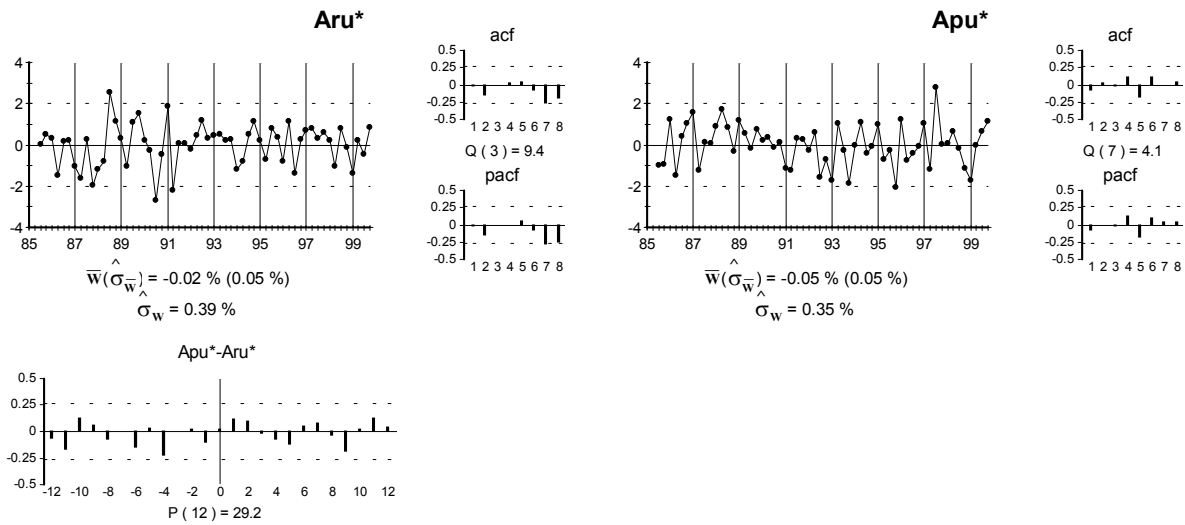
portmanteau (P) de Hoskings (1980) y entre paréntesis el número de grados de libertad.

Para los Modelos rpu6.3, rpg6.4, rps6.3 y rpj6.3 se presentan también las funciones *irf* y *srif* estimadas. En el eje horizontal de estas funciones se representan los retardos y en el vertical los valores de las funciones estimadas y el de sus respectivas bandas de confianza al 95%. Los valores de las *irf* y *srif* se representan mediante palos verticales. Las bandas de confianza se dibujan en trazo continuo en torno al cero. El valor de la banda superior (inferior) de la *irf* o de la *srif* en cada retardo es más (menos) dos veces la desviación típica, aproximada y estimada, del valor de la función en ese retardo. Las líneas verticales de estas funciones marcan el retardo cero y los retardos múltiples de cuatro. Al pie del gráfico de la *irf* aparece el valor del retardo medio de respuesta estimado (\bar{I}) con su desviación típica, aproximada y estimada, entre paréntesis, y al pie del gráfico de la *srif* aparece la ganancia a largo plazo estimada (\hat{g}) con su desviación típica, aproximada y estimada, entre paréntesis.

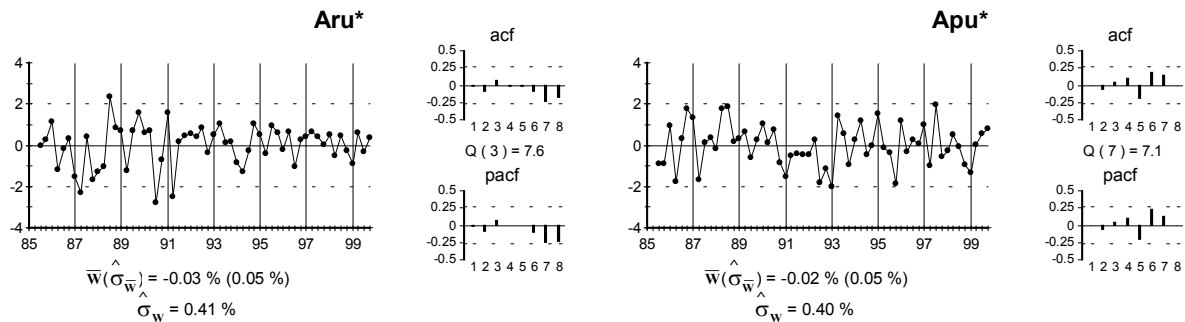
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpu6.1

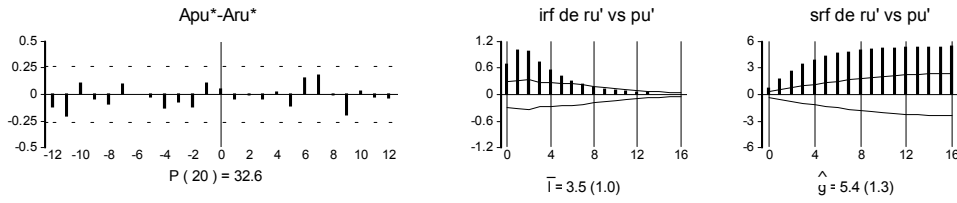


Instrumentos de diagnosis del Modelo rpu6.2

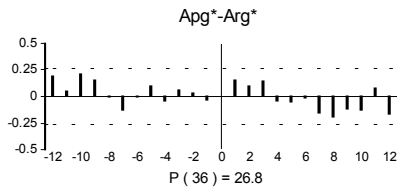
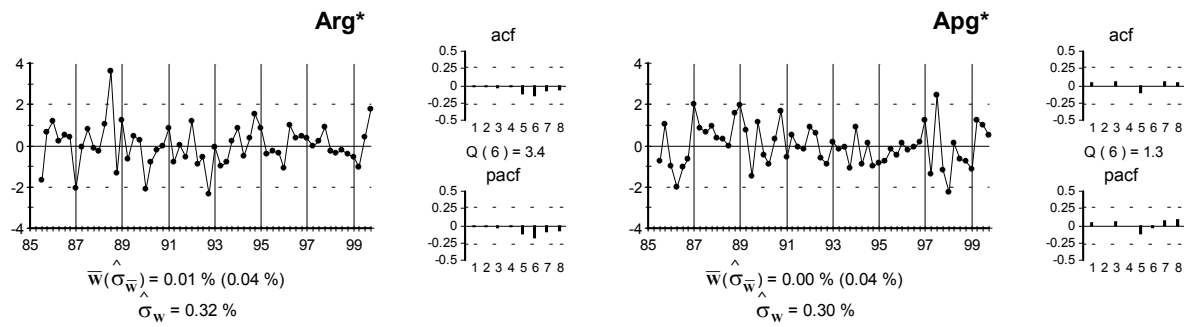


Instrumentos de diagnosis del Modelo rpu6.3

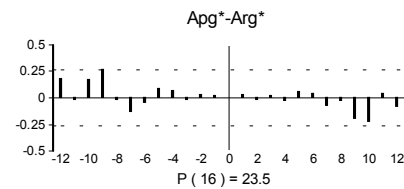
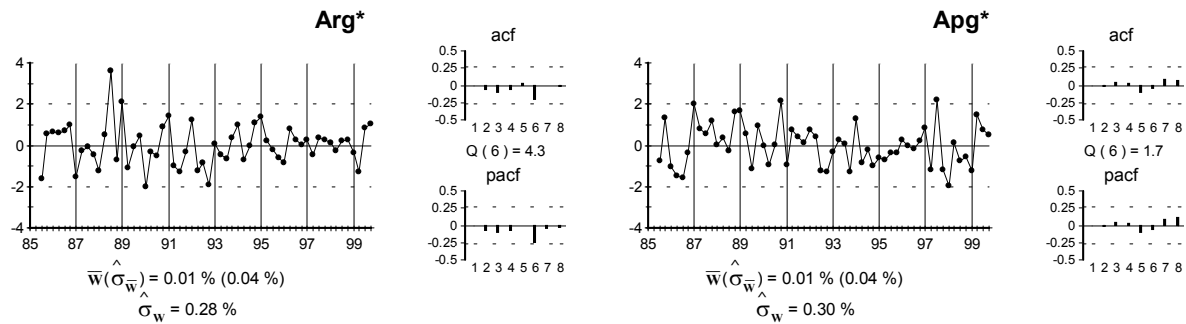




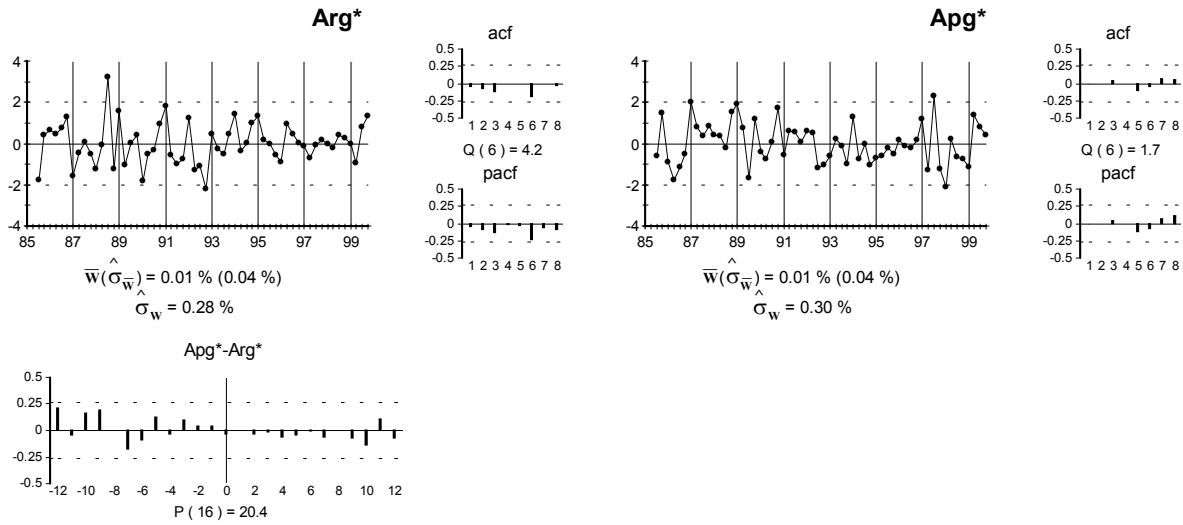
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpg6.1



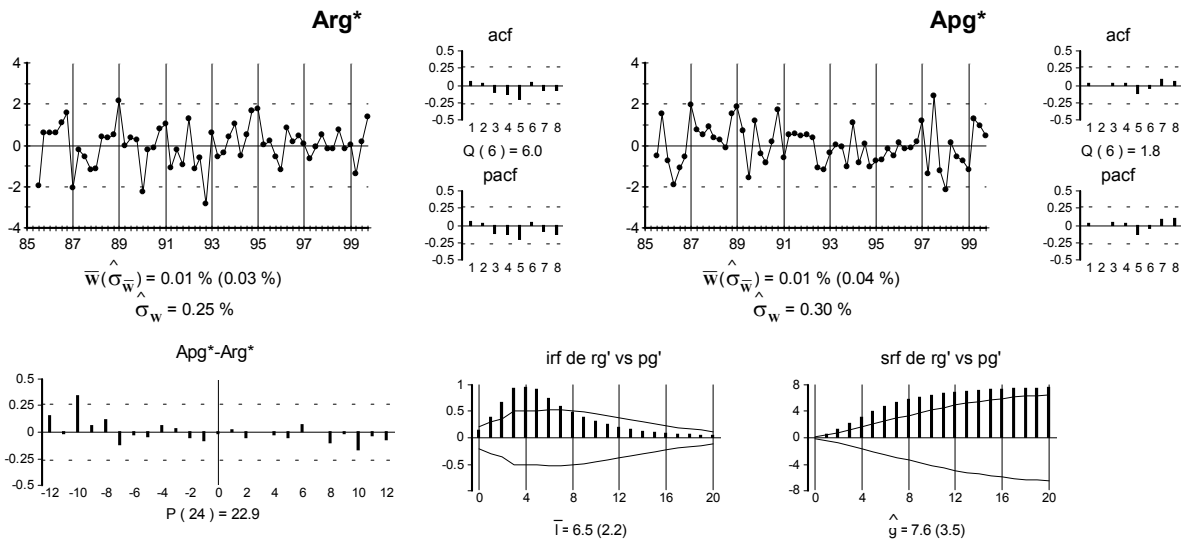
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpg6.2



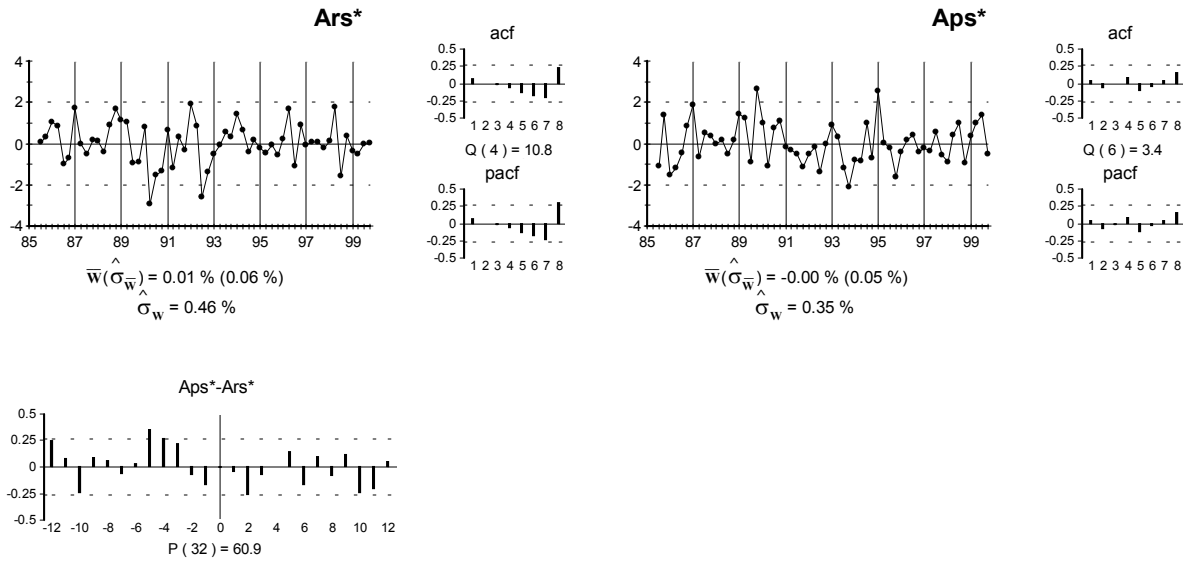
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpg6.3



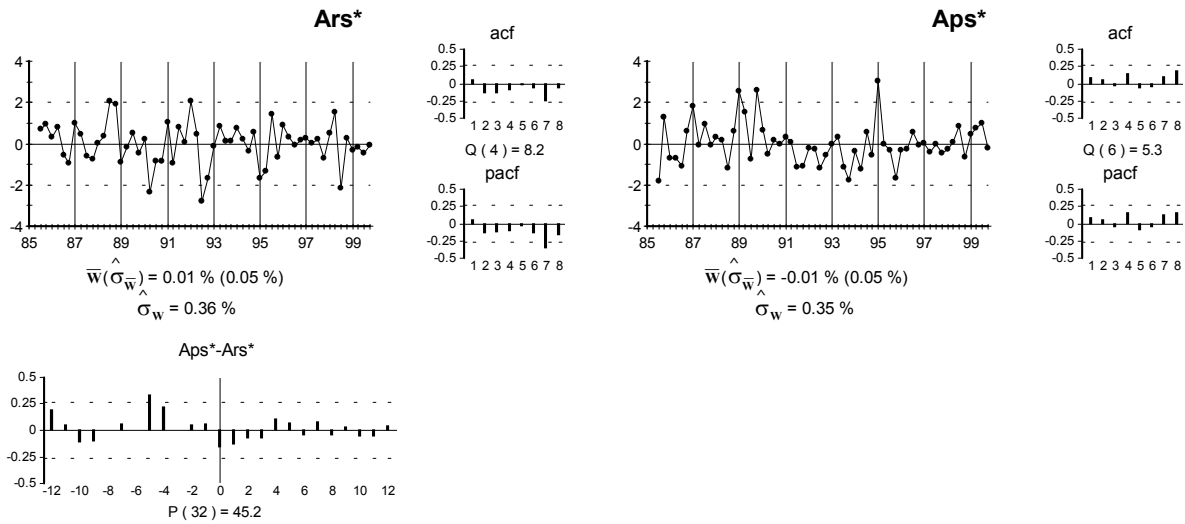
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpg6.4



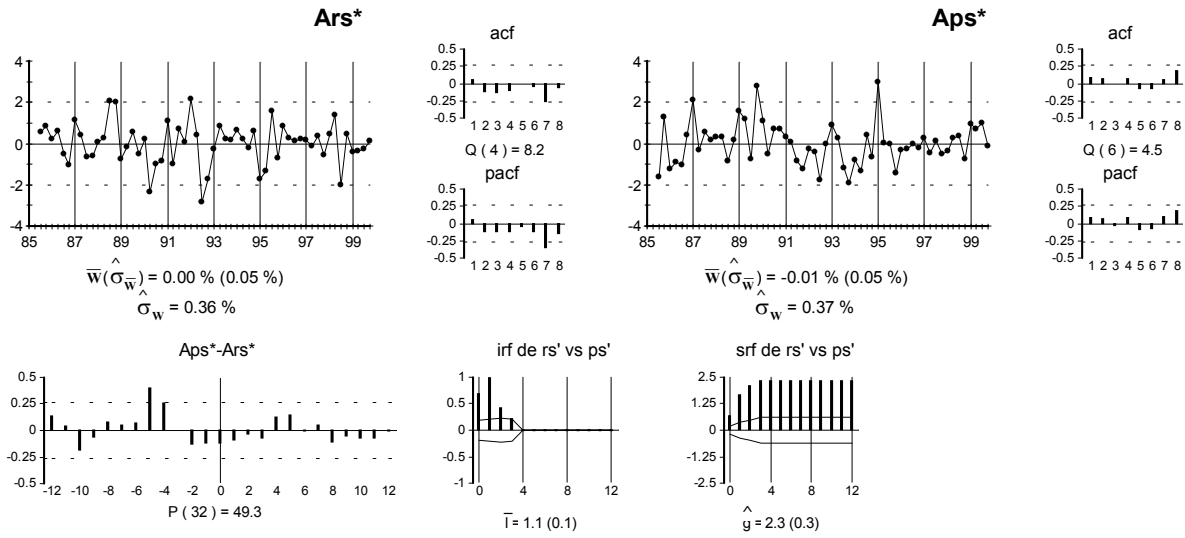
Instrumentos de diagnosis del Modelo rps6.1



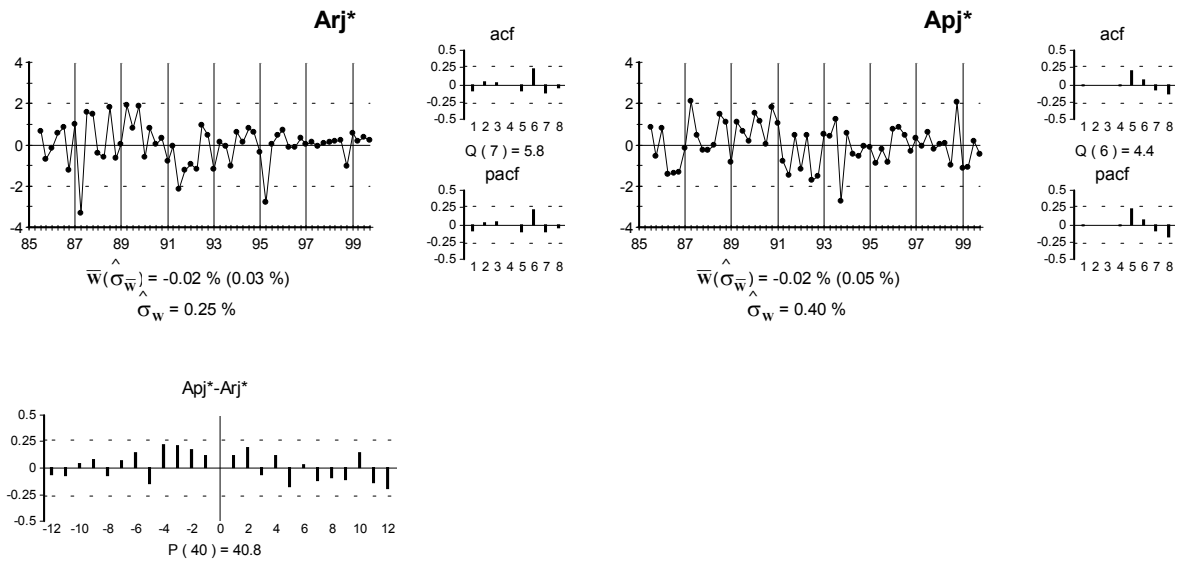
Instrumentos de diagnosis del Modelo rps6.2



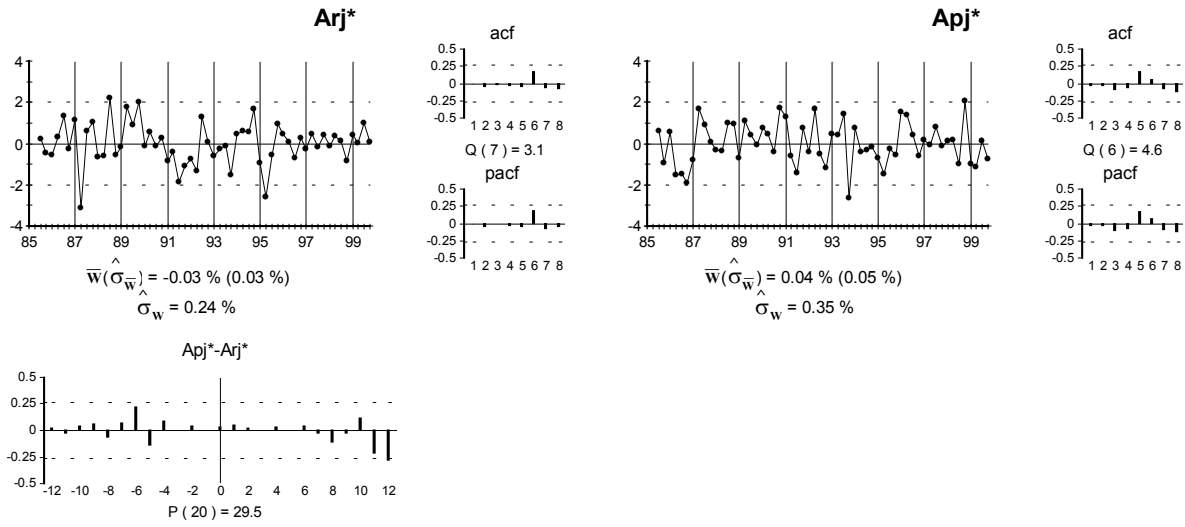
Instrumentos de diagnosis del Modelo rps6.3



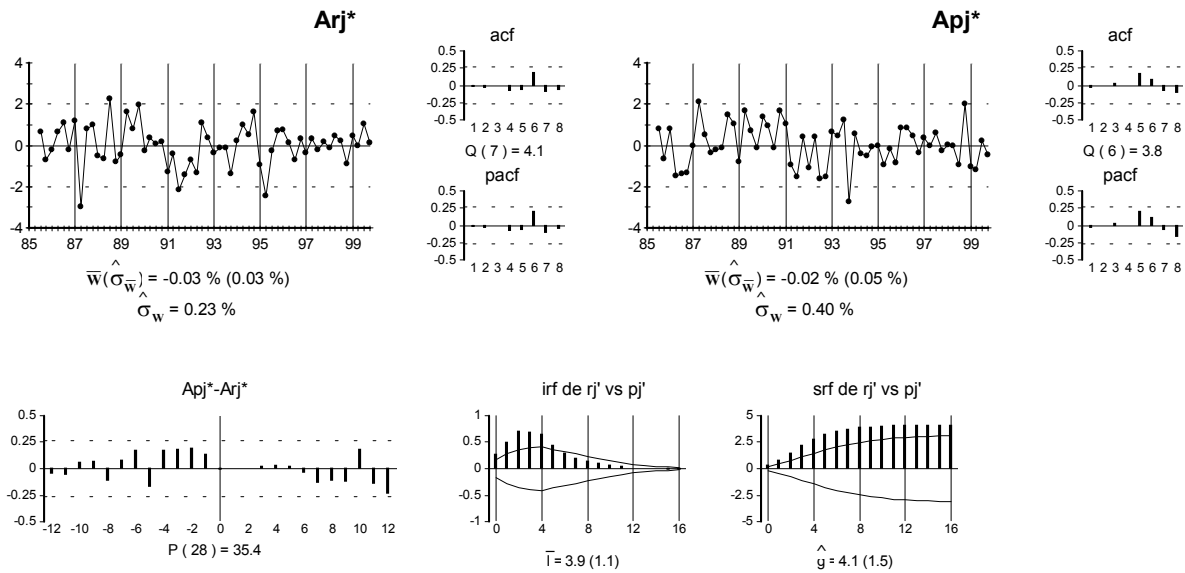
Instrumentos de diagnosis del Modelo rpj6.1



Instrumentos de diagnosis del Modelo rpj6.2



Instrumentos de diagnosis del Modelo rpj6.3



Capítulo 7: Conclusiones y Propuestas para Investigaciones Futuras

En este capítulo se presentan las conclusiones principales de esta tesis y algunas de las propuestas para investigaciones futuras que se derivan de las mismas. Las cuatro primeras secciones describen las contribuciones principales. En la última sección se presentan algunas de las investigaciones futuras que se proyecta realizar.

7.1 Regularidades empíricas en las tasas de inflación

Los análisis univariantes de PU , PG , PS , PJ y PF , presentados en el Cap. 3, revelan que las tasas de inflación de estos países tienen características similares en el período considerado.

En todos los países analizados $p \sim I(1)$. Este resultado se obtiene también en análisis, no presentados en esta tesis, de datos trimestrales del deflactor implícito del PIB de este mismo conjunto de países en la misma muestra, así como en análisis de datos anuales del deflactor implícito del PIB de 23 países de la OCDE en la muestra 60 - 96. Hay muchos autores que suponen, o aparentemente encuentran en análisis de datos, que la tasa de inflación es $I(0)$, un error evidente según los análisis de esta tesis. Véase Sección 1.4.1.

Parece razonable suponer que un control estricto e ideal de la inflación, por medio de la política monetaria, implique que la tasa de inflación sea estacionaria. Los resultados empíricos anteriores no son compatibles con la idea de que los bancos centrales de los países analizados controlan la inflación (en este sentido estricto).

Todos los IPC analizados presentan estacionalidad. Esta propiedad, aunque se suele considerar típica de cualquier IPC, no siempre se observa. El IPC estadounidense, en una

muestra similar a la utilizada en esta investigación (IV/82 - IV/99), no presenta estacionalidad, según Vicente (2004). En los casos del UK y Japón los datos presentan estacionalidad determinista en las dos frecuencias estacionales. En los casos de la RFA y Suiza la estacionalidad es estocástica en $f = 1$ y determinista en $f = 2$, aunque también parece adecuada una representación completamente determinista de la estacionalidad en ambos casos. En el caso de Francia, la estacionalidad es determinista en $f = 1$ y estocástica en $f = 2$. En el análisis de una muestra mayor se podrían encontrar más estructuras estacionales estocásticas que las que se detectan aquí.

Los incidentes anómalos presentes en los datos son de tipo escalón positivo en el nivel del IPC, es decir, efectos transitorios en la tasa de inflación. La mayoría de estos incidentes se justifican por información extramuestral como contaminación de los datos.

La mayoría de los autores de la literatura no presta atención a la presencia o carácter de la estacionalidad o de hechos anómalos en los datos (véase Sección 1.4.1.1).

7.2 Relaciones de cointegración entre tasas de inflación

En el Cap. 4 se buscan relaciones de cointegración entre las tasas de inflación de los países analizados. Para ello, primero se analiza el orden de integración de diferenciales de tasas de inflación. Los análisis revelan que dus , $dúj$ y dsj son estacionarios. Estos resultados, junto con el de que $p \sim I(1)$ en todos los países, indican que pu , ps y pj operan en relaciones bivariantes $CI(1,1)$ con vector de cointegración $[1, -1]$ y, por tanto, que entre estos tres países hay una sola tasa de inflación.

Por otro lado, se obtiene que los diferenciales de pg y pf con el resto de tasas de inflación parecen $I(1)$. Se encuentra también que $dgf \sim I(1)$. La RFA y Francia han pertenecido al SME durante todo el período de análisis. Se podría pensar que las tasas de

inflación de países miembros del SME tienen que estar cointegradas (con vector de cointegración $[1,-1]$). Sin embargo, el resultado anterior de que d_{gf} no es estacionario, no es consistente con esta idea.

Los diferenciales de tasas de inflación se pueden relacionar con la teoría de la PPA (véase una descripción de esta teoría en la Sección 1.4.2.3). Si los tipos de cambio nominales siguen procesos $I(1)$, que es lo que comúnmente se cree, los resultados de que d_{us} , d_{uj} y d_{sj} siguen procesos $I(0)$, apoyan esta teoría. Por el contrario, los resultados de que los diferenciales de pg y pf con el resto de tasas de inflación (y entre ellas) siguen procesos $I(1)$ suponen evidencia en contra de esta teoría.

Los resultados hasta aquí señalados acerca de los órdenes de integración de las tasas de inflación y de sus diferenciales, implican que en este conjunto de tasas de inflación hay tres FNE como máximo y dos como mínimo. Para estudiar si hay dos FNE, en vez de tres, se analiza si existe o no una relación trivariante $CI(1,1)$ entre pg , pf y ps . Los análisis indican que estas tres tasas de inflación no operan en una relación de cointegración trivariante $CI(1,1)$ y, por tanto, que en el conjunto de tasas de inflación analizadas hay tres FNE, no dos. Uno de estos FNE se identifica con pg , otro con pf y otro es común a pu , ps y pj .

7.3 Propiedades de los tipos de interés de los mercados interbancarios a un día

En el Cap. 5 se presentan los análisis univariantes de ru , rg , rs y rj . Estos análisis muestran, sin lugar a dudas, que ninguno de estos tipos de interés sigue un proceso estacionario, lo que contrasta con el hecho de que muchos autores suponen o supuestamente descubren en análisis de datos que esta variable es $I(0)$. En los casos del UK y Japón parecen seguir procesos $I(1)$, mientras que en los casos de la RFA y Suiza parecen seguir procesos $I(2)$. No hay ningún trabajo publicado, que yo conozca, que encuentra $I(2)$ a esta variable

para ningún país. Véase Sección 1.4.3.

A excepción de rg , estas series presentan muchos hechos anómalos e incluso, en el caso de rj , se detecta una posible reducción de la varianza de la innovación. Es muy probable que estas propiedades de las series se deban a que r es una variable de política.

La mayoría de los incidentes anómalos detectados en estos datos son de tipo escalón en nivel, aunque también se aprecian incidentes de tipo impulso en nivel. En el caso de Suiza, la mayoría de los incidentes anómalos detectados en los datos son de tipo impulso en nivel y cuatro resultan influyentes. Tal comportamiento parece histórico, sorprendente en un banco central.

7.4 Relaciones entre el tipo de interés y la tasa de inflación

En el Cap. 6 se presentan los análisis bivariantes de r y p del UK, la RFA, Suiza y Japón.

Los análisis presentados indican que r y p no están cointegrados en ningún caso. Este resultado contrasta con muchos autores que aparentemente encuentran cointegración entre estas variables. Véase Sección 1.4.4.2.

Se encuentra que las respuestas de r a p son positivas en todos los países y que en ningún caso se rechaza la hipótesis $\hat{g}_{rp} > 1$. Este resultado indica que los bancos centrales responden a p con aumentos (reducciones) de r más que proporcionales frente a aumentos (reducciones) de p , es decir, responden a p cambiando el tipo de interés real a muy corto plazo de vencimiento en la misma dirección que los cambios de p .

En los casos de la RFA, Suiza y Japón no se encuentra realimentación y en el caso del UK se encuentra solamente un efecto positivo débil de ∇ru sobre pu , por lo que los modelos bivariantes que se construyen son esencialmente modelos de transferencia (sin realimentación) con r como output y p como input.

Otra conclusión de estos análisis es que la dependencia de r sobre p es diferente entre países. La ganancia a largo plazo estimada no es significativamente distinta entre la RFA y el UK, ni entre el UK y Japón, pero es significativamente distinta entre Suiza y cualquiera de los restantes países y entre la RFA y Japón. La ganancia estimada a largo plazo mayor es la de la RFA y la menor es la de Suiza.

Las respuestas estimadas de r frente a p , con la excepción de la de Suiza, son bastante lentas. El retardo medio estimado mayor es el de la RFA (un año y medio) y es significativamente distinto al resto. Los retardos medios estimados del UK y Japón (en torno a un año) no son significativamente distintos. El retardo medio estimado de Suiza (un trimestre) es significativamente menor que el resto.

La varianza residual de los modelos de transferencia que se construyen es menor que la del modelo univariante de r en todos los países. Esta reducción de varianza es del 21%, 14%, 23% y 15% en los casos del UK, la RFA, Suiza y Japón respectivamente.

El ruido de la relación que tiene r como output no resulta estacionario en ninguno de los países, lo que indica que p no explica la no estacionariedad de r , al menos en los países estudiados. En consecuencia, en el comportamiento de estos bancos centrales están presentes más variables no estacionarias, además de p .

Se aprecia que los resultados del Cap. 6 solamente ofrecen un primer paso riguroso en una investigación para descubrir el comportamiento de los bancos centrales.

7.5 Propuestas para investigaciones futuras

Los análisis del Cap. 4 revelan que entre p_u , p_s y p_j hay una única tasa de inflación (no estacionaria). Sin embargo, en esta tesis no se construye un modelo (trivariante en este caso) que permita interpretar completamente este sistema de tres tasas de inflación. Construir este modelo permitiría responder, entre otras, a la cuestión de cómo se trasmite la tendencia

estocástica de unas tasas de inflación a otras.

Ampliar los análisis del Cap. 4 incluyendo más países, permitiría configurar un mapa internacional de la inflación. ¿Qué países tienen una sola tasa común de inflación y cuáles no? Este mapa quizá ayudaría a responder a la cuestión, no resuelta en esta investigación, de por qué, en términos económicos, unos países tienen una tasa común de inflación y otros no.

Dados los resultados obtenidos en el Cap. 4, el estudio del orden de integración de los tipos de cambio entre las monedas implicadas en cada diferencial de tasas de inflación, constituye una forma sencilla de contrastar la teoría de la PPA. Si esta teoría se mantiene, los tipos de cambio entre las monedas del UK, Suiza y Japón deberían seguir procesos $I(1)$, mientras que los tipos de cambio entre las monedas de estos países y el marco alemán, y entre las monedas anteriores y el franco francés deberían seguir procesos $I(2)$.

En el Cap. 5 se obtienen conclusiones en cuanto a los órdenes de integración de las variables r muy diferentes a lo que se supone o se cree encontrar en la literatura. Además, se encuentra que el orden de integración de r no es el mismo entre países. La mitad de los tipos de interés que se analizan resultan $I(1)$ y la otra mitad resultan $I(2)$. Extender estos análisis incluyendo más países, permitiría responder a cuestiones tales como ¿hay algún país donde r siga un proceso estacionario? ó ¿hay más países cuyos r sigan procesos $I(2)$?

Los análisis del Cap. 6 ponen de manifiesto que en las llamadas funciones de reacción de los bancos centrales de los países estudiados se incluyen otras variables no estacionarias distintas de p . Se propone extender los análisis del Cap. 6, añadiendo en las funciones de reacción otras variables no estacionarias, como el PIB y el tipo de cambio. Tal proceso de investigación añadiría una variable al análisis en cada uno de una secuencia de pasos de modelos multivariantes sucesivamente de mayor dimensión. Se pararía en una de dos

situaciones: (1) se reduce el ruido en la relación con r como output a $I(0)$ ó (2) se agota la lista de variables observables candidatas de ser tomadas en cuenta por el banco central.

Apéndice de Datos

En este apéndice se presentan las series mensuales y trimestrales utilizadas en la investigación. El apéndice se estructura en dos secciones. En la Sección A.1 se presentan las series mensuales del IPC y del tipo de interés interbancario a un día de cada uno de los países incluidos en el estudio. Estas series se emplean en la construcción de las series trimestrales que se analizan en esta tesis y que se presentan en la Sección A.2.

A.1 Series mensuales

Las series mensuales del IPC de EE. UU., el UK, la RFA, Suiza, Japón y Francia se presentan en las Tablas A.1.1 - A.1.9.

En la cabecera de cada tabla se presenta el nombre original de cada serie (excepto en el caso del IPC de Japón, cuyo nombre se presenta en inglés), su traducción al español entre paréntesis, el país al que se refieren los datos y la definición oficial de la base del número índice. Al pie de cada tabla se presenta la fuente de los datos. En el caso de los datos originales, al pie de la tabla aparece también la dirección de Internet de donde se obtienen los datos, ó, en su caso, la dirección de correo electrónico de contacto para la obtención de los mismos, y la fecha de su obtención. Se ha respetado la precisión de la fuente original. En el caso de los datos de elaboración propia (Tablas A.1.3, A.1.5 y A.1.9), al pie de la tabla se presenta el método de construcción de los mismos. En las tablas de datos de elaboración propia, éstos se presentan con la misma precisión que los de la fuente original, pero, en los análisis, se emplean cuatro decimales.

Las partes A y B de la Tabla A.1.2 incluyen datos que corresponden a dos series con distinta base (Enero de 1974 y Enero de 1987) del IPC del UK. La Tabla A.1.3 presenta los

datos de la Tabla A.1.2 enlazados. Las partes A y B de la Tabla A.1.4 incluyen datos que corresponden a dos series distintas para la RFA. La parte A se refiere a datos del IPC de la antigua RFA, antes de la unificación con los territorios del este, el 3 de Octubre de 1990. La parte B de la tabla se refiere a datos del IPC de la nueva RFA, después de la unificación. La Tabla A.1.5 presenta los datos de la Tabla A.1.4 enlazados, aunque este artificio no puede cambiar el hecho de que los valores anteriores a 1991 no corresponden a la misma área geográfica que los de 1991 y posteriores. Las partes A, B y C de la Tabla A.1.8 presentan los datos del IPC de Francia con distintas bases (1980, 1990 y 1998 respectivamente). La Tabla A.1.9 presenta los datos de la Tabla A.1.8 enlazados.

Las series mensuales del tipo de interés interbancario a un día del UK, la RFA, Suiza y Japón se presentan en las Tablas A.1.10 - A.1.16.

En la cabecera de las Tablas A.1.10, A.1.12 y A.1.15 se presenta el nombre original de la serie, su traducción al español entre paréntesis (excepto en el caso de Japón, donde se presenta su nombre en inglés), el país al que se refieren los datos y el método por el que se agregan los datos diarios para construir los datos mensuales. Al pie de cada una de estas tablas se presenta la fuente de los datos, la dirección de Internet donde se obtienen los datos o la dirección de correo electrónico de contacto para la obtención de los mismos, y la fecha de su obtención. Se ha respetado la precisión de la fuente original.

En la cabecera de las tablas de elaboración propia (A.1.11, A.1.13, A.1.14 y A.1.16) se presenta el nombre con el que se designa a cada serie en esta investigación y su mnemotécnico, y el país al que se refieren los datos. Al pie de cada tabla se presenta el método de construcción de los datos. En estas tablas los datos se presentan con la misma precisión que los de la fuente original, pero los análisis de los datos emplean diez decimales. Estas tablas se emplean en la construcción de las series trimestrales del tipo de interés

interbancario a un día que se presentan en la Sección A2.

A.2 Series trimestrales

Las series trimestrales de los IPC que se analizan en esta investigación se presentan en las Tablas A.2.1 - A.2.6, las series trimestrales de los diferenciales de tasas de inflación en las Tablas A.2.7 - A.2.16 y las series trimestrales del tipo de interés interbancario a un día se presentan en las Tablas A.2.17 - A.2.20.

En la cabecera de cada tabla se presenta el nombre utilizado en esta investigación para designar a cada serie y su mnemotécnico. Todas las series son de elaboración propia. Al pie de cada tabla se indica el método de construcción de las mismas. Los datos trimestrales del IPC se presentan con un solo decimal; en los análisis se emplean diez decimales. Los datos de los diferenciales de tasas de inflación se presentan en este apéndice con cuatro decimales (dos en porcentaje), aunque se emplean diez en los análisis. Los datos trimestrales del tipo de interés del mercado interbancario se presentan con la misma precisión que los datos mensuales, aunque se emplean diez decimales en los análisis.

Tabla A.1.1: *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items* (índice de precios al consumo, todos los consumidores urbanos, todos los artículos). EE. UU. Base: 1982-84 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	105.5	106.0	106.4	106.9	107.3	107.6	107.8	108.0	108.3	108.7	109.0	109.3
1986	109.6	109.3	108.8	108.6	108.9	109.5	109.5	109.7	110.2	110.3	110.4	110.5
1987	111.2	111.6	112.1	112.7	113.1	113.5	113.8	114.4	115.0	115.3	115.4	115.4
1988	115.7	116.0	116.5	117.1	117.5	118.0	118.5	119.0	119.8	120.2	120.3	120.5
1989	121.1	121.6	122.3	123.1	123.8	124.1	124.4	124.6	125.0	125.6	125.9	126.1
1990	127.4	128.0	128.7	128.9	129.2	129.9	130.4	131.6	132.7	133.5	133.8	133.8
1991	134.6	134.8	135.0	135.2	135.6	136.0	136.2	136.6	137.2	137.4	137.8	137.9
1992	138.1	138.6	139.3	139.5	139.7	140.2	140.5	140.9	141.3	141.8	142.0	141.9
1993	142.6	143.1	143.6	144.0	144.2	144.4	144.4	144.8	145.1	145.7	145.8	145.8
1994	146.2	146.7	147.2	147.4	147.5	148.0	148.4	149.0	149.4	149.5	149.7	149.7
1995	150.3	150.9	151.4	151.9	152.2	152.5	152.5	152.9	153.2	153.7	153.6	153.5
1996	154.4	154.9	155.7	156.3	156.6	156.7	157.0	157.3	157.8	158.3	158.6	158.6
1997	159.1	159.6	160.0	160.2	160.1	160.3	160.5	160.8	161.2	161.6	161.5	161.3
1998	161.6	161.9	162.2	162.5	162.8	163.0	163.2	163.4	163.6	164.0	164.0	163.9
1999	164.3	164.5	165.0	166.2	166.2	166.2	166.7	167.1	167.9	168.2	168.3	168.3

Fuente: FRED (Federal Reserve Economic Data). Los datos han sido obtenidos en la dirección de Internet: <http://www.stls.frb.org>, el día 2/05/00. La fuente original de los datos es Bureau of Labor Statistics del U.S. Department of Labor

Tabla A.1.2: Retail Price Index. All Items Index (índice de precios al por menor, índice de todos los artículos). UK. Datos no ajustados estacionalmente

(A) Base: Enero de 1974 = 100												
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	359.8	362.7	366.1	373.9	375.6	376.4	375.7	376.7	376.5	377.1	378.4	378.9
1986	379.7	381.1	381.6	385.3	386.0	385.8	384.7	385.9	387.8	388.4	391.7	393.0
1987	394.5											
(B) Base: Enero de 1987 = 100												
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1987	100.0	100.4	100.6	101.8	101.9	101.9	101.8	102.1	102.4	102.9	103.4	103.3
1988	103.3	103.7	104.1	105.8	106.2	106.6	106.7	107.9	108.4	109.5	110.0	110.3
1989	111.0	111.8	112.3	114.3	115.0	115.4	115.5	115.8	116.6	117.5	118.5	118.8
1990	119.5	120.2	121.4	125.1	126.2	126.7	126.8	128.1	129.3	130.3	130.0	129.9
1991	130.2	130.9	131.4	133.1	133.5	134.1	133.8	134.1	134.6	135.1	135.6	135.7
1992	135.6	136.3	136.7	138.8	139.3	139.3	138.8	138.9	139.4	139.9	139.7	139.2
1993	137.9	138.8	139.3	140.6	141.1	141.0	140.7	141.3	141.9	141.8	141.6	141.9
1994	141.3	142.1	142.5	144.2	144.7	144.7	144.0	144.7	145.0	145.2	145.3	146.0
1995	146.0	146.9	147.5	149.0	149.6	149.8	149.1	149.9	150.6	149.8	149.8	150.7
1996	150.2	150.9	151.5	152.6	152.9	153.0	152.4	153.1	153.8	153.8	153.9	154.4
1997	154.4	155.0	155.4	156.3	156.9	157.5	157.5	158.5	159.3	159.5	159.6	160.0
1998	159.5	160.3	160.8	162.6	163.5	163.4	163.0	163.7	164.4	164.5	164.4	164.4
1999	163.4	163.7	164.1	165.2	165.6	165.6	165.1	165.5	166.2	166.5	166.7	167.3

Fuente: Office for National Statistics. Los datos fueron descargados de la página web <http://www.statistics.gov.uk/themes/economy/Articles/PricesAndInflation/downloads/RP02.pdf> el día 11/05/01. Actualmente esta página web ha caducado, pero los datos actuales pueden obtenerse en formato “.pdf” en la página web: http://www.statistics.gov.uk/downloads/theme_economy/RP02.pdf

Tabla A.1.3: Índice de Precios al Por Menor. Todos los Artículos. UK. Base Enero 1987 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	91.2	91.9	92.8	94.8	95.2	95.4	95.2	95.5	95.4	95.6	95.9	96.0
1986	96.2	96.6	96.7	97.7	97.8	97.8	97.5	97.8	98.3	98.5	99.3	99.6
1987	100.0	100.4	100.6	101.8	101.9	101.9	101.8	102.1	102.4	102.9	103.4	103.3
1988	103.3	103.7	104.1	105.8	106.2	106.6	106.7	107.9	108.4	109.5	110.0	110.3
1989	111.0	111.8	112.3	114.3	115.0	115.4	115.5	115.8	116.6	117.5	118.5	118.8
1990	119.5	120.2	121.4	125.1	126.2	126.7	126.8	128.1	129.3	130.3	130.0	129.9
1991	130.2	130.9	131.4	133.1	133.5	134.1	133.8	134.1	134.6	135.1	135.6	135.7
1992	135.6	136.3	136.7	138.8	139.3	139.3	138.8	138.9	139.4	139.9	139.7	139.2
1993	137.9	138.8	139.3	140.6	141.1	141.0	140.7	141.3	141.9	141.8	141.6	141.9
1994	141.3	142.1	142.5	144.2	144.7	144.7	144.0	144.7	145.0	145.2	145.3	146.0
1995	146.0	146.9	147.5	149.0	149.6	149.8	149.1	149.9	150.6	149.8	149.8	150.7
1996	150.2	150.9	151.5	152.6	152.9	153.0	152.4	153.1	153.8	153.8	153.9	154.4
1997	154.4	155.0	155.4	156.3	156.9	157.5	157.5	158.5	159.3	159.5	159.6	160.0
1998	159.5	160.3	160.8	162.6	163.5	163.4	163.0	163.7	164.4	164.5	164.4	164.4
1999	163.4	163.7	164.1	165.2	165.6	165.6	165.1	165.5	166.2	166.5	166.7	167.3

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.2. Los datos de esta tabla correspondientes a las fechas 1/85 - 12/86 se obtienen multiplicando los datos de la parte A de la Tabla A.1.2 en esas fechas por el factor constante "0.2535" (ratio entre el dato de Enero de 1987 de la parte B de la Tabla A.1.2 y el dato de Enero de 1987 de la parte A de dicha tabla). Los datos correspondientes a las fechas 1/87 - 12/99 coinciden exactamente con los de la parte B de la Tabla A.1.2

Tabla A.1.4: Preisindex für die Lebenshaltung. Alle Privaten Haushalte (índice de precios al consumo, todos los consumidores privados). RFA. Base 1995 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

(A) <i>Früheres Bundesgebiet</i> (territorio federal anterior)												
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	79.6	80.0	80.3	80.3	80.3	80.3	80.3	80.1	80.2	80.3	80.3	80.4
1986	80.7	80.6	80.3	80.3	80.3	80.3	80.1	79.8	79.9	79.6	79.5	79.6
1987	80.1	80.2	80.2	80.3	80.3	80.4	80.4	80.3	80.3	80.3	80.3	80.4
1988	80.8	81.0	81.0	81.1	81.3	81.4	81.4	81.3	81.4	81.5	81.8	81.9
1989	82.7	82.9	83.0	83.5	83.6	83.7	83.6	83.6	83.7	84	84.2	84.4
1990	84.9	85.2	85.2	85.4	85.6	85.7	85.7	85.9	86.2	86.8	86.7	86.7
1991	87.3											
(B) <i>Deutschland</i> (Alemania)												
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1991	85.2	85.6	85.6	85.9	86.2	86.6	87.7	87.7	87.7	89	89.4	89.5
1992	90	90.6	90.9	91.3	91.5	91.8	92.1	92.1	92	92.1	92.4	92.5
1993	94.1	94.8	95.1	95.4	95.5	95.8	96.2	96.2	96.1	96.1	96.2	96.4
1994	97.1	97.7	97.8	97.9	98.2	98.4	98.7	98.9	98.7	98.6	98.7	98.9
1995	99.2	99.7	99.7	99.8	99.9	100.1	100.3	100.3	100.3	100.1	100.1	100.4
1996	100.6	101.1	101.2	101.2	101.4	101.5	101.7	101.6	101.6	101.6	101.5	101.9
1997	102.6	102.9	102.8	102.6	103	103.1	103.9	104	103.8	103.7	103.7	103.9
1998	103.9	104.1	104	104.1	104.4	104.5	104.8	104.6	104.4	104.2	104.2	104.3
1999	104.1	104.3	104.4	104.8	104.8	104.9	105.4	105.3	105.1	105	105.2	105.5

Fuente: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. Los datos fueron adquiridos en la página web www-ec.statistik-bund.de, descargados el día 25/03/01. El nombre del producto es el que aparece en la cabecera de esta tabla, y su número de identificación es 611000560. Los datos para *Früheres Bundesgebiet* se refieren a la antigua RFA antes de la unificación alemana el 3/10/90 e incluyen Berlín Oeste. Los datos para *Deutschland* se refieren a la RFA después de la unificación

Tabla A.1.5: Índice de Precios al Consumo. Todos los Consumidores Privados. RFA.
Base 1995 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	77.69	78.08	78.37	78.37	78.37	78.37	78.37	78.17	78.27	78.37	78.37	78.47
1986	78.76	78.66	78.37	78.37	78.37	78.37	78.17	77.88	77.98	77.69	77.59	77.69
1987	78.17	78.27	78.27	78.37	78.37	78.47	78.47	78.37	78.37	78.37	78.37	78.47
1988	78.86	79.05	79.05	79.15	79.34	79.44	79.44	79.34	79.44	79.54	79.83	79.93
1989	80.71	80.91	81.00	81.49	81.59	81.69	81.59	81.59	81.69	81.98	82.17	82.37
1990	82.86	83.15	83.15	83.35	83.54	83.64	83.64	83.83	84.13	84.71	84.61	84.61
1991	85.2	85.6	85.6	85.9	86.2	86.6	87.7	87.7	87.7	89.0	89.4	89.5
1992	90.0	90.6	90.9	91.3	91.5	91.8	92.1	92.1	92.0	92.1	92.4	92.5
1993	94.1	94.8	95.1	95.4	95.5	95.8	96.2	96.2	96.1	96.1	96.2	96.4
1994	97.1	97.7	97.8	97.9	98.2	98.4	98.7	98.9	98.7	98.6	98.7	98.9
1995	99.2	99.7	99.7	99.8	99.9	100.1	100.3	100.3	100.3	100.1	100.1	100.4
1996	100.6	101.1	101.2	101.2	101.4	101.5	101.7	101.6	101.6	101.6	101.5	101.9
1997	102.6	102.9	102.8	102.6	103	103.1	103.9	104	103.8	103.7	103.7	103.9
1998	103.9	104.1	104	104.1	104.4	104.5	104.8	104.6	104.4	104.2	104.2	104.3
1999	104.1	104.3	104.4	104.8	104.8	104.9	105.4	105.3	105.1	105	105.2	105.5

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.4. Los datos de esta tabla correspondientes a las fechas 1/85 - 12/90 se construyen multiplicando los datos de la parte A de la Tabla A.1.4 en esas fechas por el factor constante "0.9759" (ratio entre el dato de Enero de 1991 de la parte B de la Tabla A.1.4 y el dato de Enero de 1991 de la parte A de dicha tabla). Los datos correspondientes a las fechas 1/91 - 12/99 coinciden exactamente con los de la parte B de la Tabla A.1.4

Tabla A.1.6: *Indice Suisse des Prix à la Consommation. Indice General.* (índice suizo de precios al consumo, índice general). Suiza. Base Agosto 1939 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	504.0	508.1	510.9	510.3	510.0	509.7	508.6	508.5	510.1	511.4	515.0	515.3
1986	515.1	514.9	515.6	515.3	513.7	513.6	511.2	512.2	513.1	513.2	514.5	515.5
1987	518.5	520.0	520.7	521.4	518.5	520.2	520.3	522.3	521.1	523.3	525.3	525.2
1988	526.6	529.1	530.4	531.4	530.1	530.9	529.7	531.6	531.7	532.5	534.5	535.5
1989	538.4	541.1	542.6	545.4	545.8	546.7	545.5	547.3	549.7	551.9	558.2	562.4
1990	565.7	567.5	569.5	570.6	573.4	574.2	574.5	580.6	583.4	586.9	592.1	592.0
1991	596.8	602.8	602.9	604.3	609.4	611.9	612.1	615.3	616.5	617.0	624.4	623.0
1992	625.9	630.4	632.2	633.2	634.9	637.4	635.5	637.1	637.9	638.8	645.0	644.3
1993	647.6	651.7	655.2	657.2	657.6	657.4	657.0	660.2	659.8	660.3	659.4	660.3
1994	661.0	663.7	663.7	664.1	660.0	661.0	660.9	663.5	663.7	663.2	663.2	663.0
1995	667.8	673.7	674.1	674.7	673.4	674.8	674.3	676.4	677.0	676.3	675.8	676.0
1996	677.9	679.0	680.2	680.8	678.3	679.7	678.7	680.5	680.9	682.0	680.7	681.2
1997	683.5	684.7	683.7	684.4	682.3	682.9	682.2	683.7	683.7	683.7	683.5	683.9
1998	683.6	684.5	684.0	684.2	682.8	683.6	682.7	684.7	684.1	684.0	682.9	682.7
1999	684.1	686.4	687.2	688.3	686.8	687.6	687.7	691.1	692.4	692.4	691.8	694.1

Fuente: Office Federal de la Statistique. Datos obtenidos bajo solicitud al Sr. Gilbert Vez, con dirección de correo electrónico Gilbert.Vez@bfs.admin.ch el día 6/03/01

Tabla A.1.7: *General Index of Consumer Price Index Excluding Imputed Rent for Japan* (índice general de precios al consumo excluyendo los alquileres imputados de Japón). Japón. Base 1995 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	88.0	87.5	88.0	88.5	88.6	88.6	88.8	88.6	88.7	89.5	88.7	88.8
1986	89.2	89.0	88.9	89.2	89.5	88.9	88.7	88.4	88.9	88.9	88.5	88.3
1987	87.9	87.8	88.2	89.0	89.2	88.9	88.3	88.5	89.4	89.4	88.9	88.8
1988	88.5	88.3	88.7	89.0	89.1	88.9	88.8	89.0	89.8	90.3	89.8	89.6
1989	89.3	89.0	89.5	91.2	91.8	91.6	91.4	91.2	92.1	92.9	91.9	91.9
1990	92.3	92.5	92.9	93.7	94.2	93.6	93.5	93.9	94.6	95.8	95.6	95.4
1991	96.1	95.8	96.2	96.9	97.4	96.9	96.8	97.0	97.2	98.2	98.5	98.0
1992	97.7	97.7	98.0	99.2	99.3	99.1	98.2	98.6	99.2	99.2	98.9	98.9
1993	98.8	98.9	99.2	99.8	100.0	99.9	100.1	100.4	100.5	100.4	99.7	99.7
1994	99.9	99.8	100.4	100.5	100.7	100.2	99.7	100.2	100.5	100.9	100.6	100.2
1995	100.3	99.9	99.9	100.2	100.4	100.3	99.6	99.7	100.4	100.1	99.7	99.7
1996	99.5	99.4	99.6	100.2	100.4	100.0	99.9	99.8	100.2	100.4	100.0	100.2
1997	99.9	99.7	99.8	102.1	102.3	102.3	101.8	101.9	102.7	103.0	102.2	102.0
1998	101.9	101.7	102.1	102.4	102.8	102.3	101.5	101.4	102.4	103.2	103.1	102.6
1999	102.1	101.7	101.7	102.2	102.3	101.9	101.4	101.7	102.2	102.4	101.7	101.3

Fuente: Statistics Bureau and Statistics Research. Datos obtenidos bajo petición a la dirección de correo electrónico webmaster@stat.go.jp el día 21/03/01

Tabla A.1.8: *Indice des Prix à la Consommation. Ménages Urbains dont le Chef est Ouvrier ou Employé. Série France. Hors tabac* (índice de precios de consumo, hogares urbanos donde el cabeza de familia es obrero o empleado, serie Francia, no incluye tabaco). Francia. Datos no ajustados estacionalmente

(A) Base: 1980 = 100												
	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	153.9	154.7	155.8	156.9	157.7	158.3	158.9	159.1	159.3	159.8	160.1	160.3
1986	160.4	160.0	160.4	161.0	161.4	161.9	162.1	162.3	162.9	163.3	163.5	163.7
1987	165.2	165.5	165.7	166.6	166.9	167.2	167.6	168.0	168.1	168.5	168.7	168.8
1988	169.1	169.4	169.9	170.7	171.1	171.6	172.2	172.7	173.1	173.5	173.7	174.0
1989	174.7	175.2	175.7	176.8	177.5	177.7	178.2	178.5	178.9	179.7	180.0	180.2
1990	180.7	181.1	181.7	182.4	182.8	183.1	183.6	184.7	185.7	186.7	186.4	186.3
1991	186.7											
(B) Base: 1990 = 100												
1991	101.6	101.9	102.0	102.3	102.6	102.8	103.2	103.4	103.6	104.0	104.2	104.4
1992	104.5	104.9	105.3	105.5	105.7	105.6	105.5	105.4	105.8	106.1	106.2	106.1
1993	106.4	106.7	107.3	107.4	107.6	107.4	107.5	107.5	107.9	108.1	108.2	108.1
1994	108.1	108.3	108.6	108.9	109.2	109.1	109.1	109.1	109.4	109.7	109.6	109.5
1995	109.8	110.2	110.5	110.7	110.8	110.8	110.6	111.0	111.4	111.5	111.6	111.7
1996	111.8	112.2	113.0	113.1	113.3	113.2	113.0	112.8	113.1	113.4	113.3	113.5
1997	113.6	113.9	114.0	114.0	114.2	114.2	114.0	114.3	114.5	114.5	114.7	114.7
1998	114.2											
(C) Base: 1998 = 100												
1998	99.4	99.8	100.0	100.2	100.2	100.3	99.9	100.0	100.1	100.0	100.0	100.1
1999	99.7	100.0	100.3	100.6	100.6	100.6	100.3	100.5	100.7	100.8	100.8	101.2

Fuente: Institut National de la Statistique et des Études Économiques. Los datos fueron descargados de las páginas web http://www.insee.fr/en/indicateur/indic_cons/ipc80.pdf, http://www.insee.fr/en/indicateur/indic_cons/ipc90.pdf y http://www.insee.fr/en/indicateur/indic_cons/indic_cons.asp el día 21/02/03

Tabla A.1.9: Índice de Precios de Consumo. Hogares Urbanos donde el Cabeza de Familia es Obrero o Empleado. Serie Francia. No incluye tabaco. Francia. Base 1998 = 100. Datos no ajustados estacionalmente

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	72.9	73.3	73.8	74.3	74.7	75.0	75.3	75.4	75.5	75.7	75.8	75.9
1986	76.0	75.8	76.0	76.3	76.4	76.7	76.8	76.9	77.2	77.3	77.4	77.5
1987	78.2	78.4	78.5	78.9	79.1	79.2	79.4	79.6	79.6	79.8	79.9	80.0
1988	80.1	80.2	80.5	80.9	81.0	81.3	81.6	81.8	82.0	82.2	82.3	82.4
1989	82.7	83.0	83.2	83.7	84.1	84.2	84.4	84.5	84.7	85.1	85.3	85.4
1990	85.6	85.8	86.1	86.4	86.6	86.7	87.0	87.5	88.0	88.4	88.3	88.2
1991	88.4	88.7	88.8	89.0	89.3	89.5	89.8	90.0	90.2	90.5	90.7	90.9
1992	91.0	91.3	91.7	91.8	92.0	91.9	91.8	91.7	92.1	92.3	92.4	92.3
1993	92.6	92.9	93.4	93.5	93.7	93.5	93.6	93.6	93.9	94.1	94.2	94.1
1994	94.1	94.3	94.5	94.8	95.0	95.0	95.0	95.0	95.2	95.5	95.4	95.3
1995	95.6	95.9	96.2	96.4	96.4	96.4	96.3	96.6	97.0	97.0	97.1	97.2
1996	97.3	97.7	98.4	98.4	98.6	98.5	98.4	98.2	98.4	98.7	98.6	98.8
1997	98.9	99.1	99.2	99.2	99.4	99.4	99.2	99.5	99.7	99.7	99.8	99.8
1998	99.4	99.8	100.0	100.2	100.2	100.3	99.9	100.0	100.1	100.0	100.0	100.1
1999	99.7	100.0	100.3	100.6	100.6	100.6	100.3	100.5	100.7	100.8	100.8	101.2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.8. Los datos de esta tabla correspondientes a las fechas 1/85 - 12/90 se construyen multiplicando los datos de la parte A de la Tabla A.1.8 en esas fechas por el factor constante "0.4737" (ratio entre el dato de Enero de 1991 de esta tabla (A.1.9) y el dato de Enero de 1991 de la parte A de la Tabla A.1.8). Los datos de esta tabla correspondientes a las fechas 1/91 - 12/97 se construyen multiplicando los datos de la parte B de la Tabla A.1.8 en esas fechas por el factor constante "0.8704" (ratio entre el dato de Enero de 1998 de la parte C de la Tabla A.1.8 y el dato de Enero de 1998 de la parte B de dicha tabla). Los datos correspondientes a las fechas 1/98 - 12/99 coinciden exactamente con los de la parte C de la Tabla A.1.8

Tabla A.1.10: *Short-term money rates, interbank sterling market, overnight* (tipo de interés del mercado monetario a corto plazo de vencimiento, mercado interbancario de la libra esterlina, de un día para otro). UK. Medias de datos diarios. Porcentaje anual

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	11.0918	14.0585	14.6014	13.3005	12.6824	12.7190	12.6626	11.9462	11.5767	11.7222	11.6319	11.5040
1986	11.5027	12.5635	12.7495	11.4377	10.5640	10.2776	10.0839	10.0045	9.3809	9.8787	10.5665	10.8352
1987	11.0333	11.0905	10.7968	9.8645	8.8695	9.0036	8.7991	9.0290	9.6282	9.6291	9.1319	8.5105
1988	8.0790	8.2071	8.5000	8.0453	7.2440	6.8786	9.2171	10.2677	10.6068	11.7562	11.8305	12.5710
1989	12.9848	12.5180	12.5838	11.3280	12.4843	13.0127	13.8771	13.8486	13.8362	14.7836	14.8645	14.9858
1990	14.9155	14.8575	14.8245	14.8332	14.9352	14.7629	14.9155	14.9255	14.8735	14.1296	14.4568	14.3547
1991	14.0209	14.0015	13.4490	12.0457	12.1795	11.6275	11.3483	10.9657	10.6629	10.5604	10.4529	10.7235
1992	10.6127	10.6260	10.4109	10.2025	9.9111	9.9359	9.9861	9.6870	9.9427	9.6518	7.6105	6.8229
1993	6.9215	5.8790	6.0013	5.8980	5.6400	5.7950	6.0223	5.7586	6.1009	5.7105	5.7118	5.8800
1994	5.4740	5.0715	5.2409	4.8447	4.8040	4.7741	4.9733	4.7245	4.8345	5.3867	5.1336	5.4455
1995	5.8262	6.1170	5.8361	5.6906	5.8790	6.2982	6.6295	6.5714	6.7019	6.6182	6.8400	6.6916
1996	6.4395	6.3224	6.0833	5.9575	6.0090	5.7790	5.7648	5.7214	5.7329	5.7765	5.8581	5.8335
1997	5.9209	6.0065	5.9674	5.9734	6.2313	6.2460	6.5841	6.9575	6.9965	7.1188	7.2443	7.1843
1998	7.2593	7.3579	7.3620	7.2628	7.2619	7.2402	7.2804	7.5935	7.3698	7.5757	6.8945	6.4750
1999	5.9438	5.7730	5.5528	5.3610	5.2895	4.9350	4.9925	4.9129	4.9511	5.0640	5.2478	4.9441

Fuente: Bank for International Settlement. Datos obtenidos bajo petición de la dirección de correo electrónico gaston.wieder@bis.org el día 23/02/01

Tabla A.1.11: Tipo de interés del mercado interbancario a un día del UK compuesto continuo, *ru.* (%)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	10.5187	13.1541	13.6290	12.4873	11.9403	11.9728	11.9227	11.2848	10.9542	11.0845	11.0037	10.8890
1986	10.8879	11.8347	11.9998	10.8296	10.0424	9.7831	9.6073	9.5351	8.9666	9.4207	10.0447	10.2874
1987	10.4660	10.5175	10.2528	9.4078	8.4980	8.6211	8.4333	8.6444	9.1924	9.1933	8.7387	8.1677
1988	7.7692	7.8877	8.1580	7.7380	6.9936	6.6523	8.8167	9.7741	10.0811	11.1150	11.1814	11.8414
1989	12.2083	11.7943	11.8528	10.7311	11.7643	12.2330	12.9950	12.9699	12.9590	13.7878	13.8583	13.9638
1990	13.9027	13.8522	13.8235	13.8310	13.9198	13.7698	13.9027	13.9114	13.8661	13.2164	13.5027	13.4135
1991	13.1212	13.1041	12.6183	11.3737	11.4930	10.9997	10.7493	10.4051	10.1318	10.0392	9.9419	10.1866
1992	10.0865	10.0985	9.9039	9.7149	9.4502	9.4727	9.5184	9.2461	9.4789	9.2140	7.3348	6.6002
1993	6.6925	5.7127	5.8281	5.7306	5.4867	5.6333	5.8479	5.5989	5.9220	5.5534	5.5546	5.7136
1994	5.3294	4.9471	5.1082	4.7310	4.6922	4.6636	4.8536	4.6163	4.7213	5.2466	5.0062	5.3024
1995	5.6628	5.9372	5.6721	5.5346	5.7127	6.1078	6.4190	6.3645	6.4869	6.4084	6.6162	6.4772
1996	6.2407	6.1306	5.9054	5.7868	5.8354	5.6182	5.6048	5.5637	5.5746	5.6158	5.6929	5.6697
1997	5.7522	5.8330	5.7961	5.8018	6.0449	6.0587	6.3764	6.7261	6.7626	6.8768	6.9939	6.9380
1998	7.0079	7.0998	7.1036	7.0112	7.0103	6.9901	7.0276	7.3190	7.1109	7.3025	6.6672	6.2740
1999	5.7739	5.6125	5.4041	5.2222	5.1544	4.8171	4.8719	4.7960	4.8324	4.9400	5.1147	4.8258

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.10. Los datos de esta tabla se construyen como $\ln(1+R/100)$ con R el tipo de interés que aparece en la Tabla A.1.10

Tabla A.1.12: *Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz. Tagesgeld* (tipos de interés del mercado de dinero proporcionado por los bancos de Frankfurt, día a día). RFA. Medias de datos diarios. Porcentaje anual

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	5.52	5.78	5.85	5.70	5.67	5.52	5.13	4.77	4.59	4.54	4.61	4.64
1986	4.58	4.59	4.90	4.76	4.30	4.39	4.61	4.49	4.39	4.41	4.45	5.00
1987	4.24	3.83	3.84	3.75	3.69	3.61	3.73	3.78	3.71	3.74	3.55	3.19
1988	3.13	3.32	3.24	3.25	3.30	3.74	4.44	4.74	4.70	4.74	4.62	4.89
1989	5.23	5.94	5.61	5.85	6.32	6.47	6.91	6.76	6.91	7.86	7.54	7.67
1990	7.58	7.77	7.72	7.79	7.72	7.83	8.02	8.03	8.03	8.04	8.12	8.43
1991	8.53	8.69	8.76	8.85	8.58	8.79	8.83	8.93	9.07	8.78	9.04	9.23
1992	9.52	9.58	9.62	9.60	9.61	9.65	9.69	9.72	9.32	8.91	8.86	8.91
1993	8.69	8.65	8.34	8.05	7.85	7.82	7.28	6.84	6.99	6.74	6.43	6.19
1994	6.15	6.22	5.99	5.66	5.36	5.14	5.04	4.93	4.81	4.93	5.03	4.90
1995	4.98	4.99	4.79	4.66	4.66	4.55	4.57	4.40	4.20	4.10	4.06	4.08
1996	3.61	3.34	3.38	3.37	3.33	3.34	3.29	3.25	3.09	3.08	3.09	3.11
1997	3.12	3.13	3.15	3.08	3.01	3.07	3.09	3.16	3.10	3.40	3.46	3.44
1998	3.42	3.49	3.45	3.41	3.41	3.47	3.39	3.48	3.48	3.41	3.42	3.14
1999	3.14	3.11	2.93	2.68	2.55	2.57	2.51	2.43	2.42	2.49	2.92	3.03

Fuente: Deutsche Bundesbank. Datos obtenidos bajo petición de la dirección de correo electrónico Gudrun.Kroemmelbein@bundesbank.de el día 28/12/00

Tabla A.1.13: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de la RFA compuesto continuo, *rg.* (%)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	5.37	5.62	5.69	5.54	5.52	5.37	5.00	4.66	4.49	4.44	4.51	4.54
1986	4.48	4.49	4.78	4.65	4.21	4.30	4.51	4.39	4.30	4.32	4.35	4.88
1987	4.15	3.76	3.77	3.68	3.62	3.55	3.66	3.71	3.64	3.67	3.49	3.14
1988	3.08	3.27	3.19	3.20	3.25	3.67	4.34	4.63	4.59	4.63	4.52	4.77
1989	5.10	5.77	5.46	5.69	6.13	6.27	6.68	6.54	6.68	7.57	7.27	7.39
1990	7.31	7.48	7.44	7.50	7.44	7.54	7.71	7.72	7.72	7.73	7.81	8.09
1991	8.19	8.33	8.40	8.48	8.23	8.42	8.46	8.55	8.68	8.42	8.65	8.83
1992	9.09	9.15	9.18	9.17	9.18	9.21	9.25	9.28	8.91	8.54	8.49	8.54
1993	8.33	8.30	8.01	7.74	7.56	7.53	7.03	6.62	6.76	6.52	6.23	6.01
1994	5.97	6.03	5.82	5.51	5.22	5.01	4.92	4.81	4.70	4.81	4.91	4.78
1995	4.86	4.87	4.68	4.55	4.55	4.45	4.47	4.31	4.11	4.02	3.98	4.00
1996	3.55	3.29	3.32	3.31	3.28	3.29	3.24	3.20	3.04	3.03	3.04	3.06
1997	3.07	3.08	3.10	3.03	2.97	3.02	3.04	3.11	3.05	3.34	3.40	3.38
1998	3.36	3.43	3.39	3.35	3.35	3.41	3.33	3.42	3.42	3.35	3.36	3.09
1999	3.09	3.06	2.89	2.64	2.52	2.54	2.48	2.40	2.39	2.46	2.88	2.99

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.12. Los datos se construyen como $\ln(1+R/100)$, donde R es el tipo de interés presentado en la Tabla A.1.12

Tabla A.1.14: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de Suiza compuesto continuo, *rs.* (%)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	4.3125	2.9202	2.3678	2.6941	2.8316	1.9538	2.0718	2.4055	6.6357	1.8159	0.8103	3.4939
1986	2.3767	1.7210	2.6348	2.4017	2.1227	9.2420	1.9620	1.5329	2.0618	0.6807	0.8715	1.5379
1987	1.7521	1.7634	1.9194	1.2476	2.1669	3.7662	1.6890	4.7965	2.0746	1.4799	4.5014	0.2211
1988	0.3418	0.6054	0.8466	1.6137	1.8446	2.3647	2.7435	2.2283	2.4252	3.0358	4.0786	3.9613
1989	4.6728	5.0636	4.8824	5.5262	6.7857	6.5407	6.6560	6.8316	6.8356	6.7748	6.3629	7.7602
1990	8.8422	8.2318	8.2368	8.6366	8.0981	8.2804	8.2670	7.5720	6.4950	7.0776	7.4061	7.9809
1991	7.7127	7.3561	8.2939	7.8516	7.3448	7.1636	7.0697	7.6607	7.5490	7.2481	6.9267	7.1997
1992	7.1039	7.0186	8.1603	7.9987	8.6910	8.5744	7.8531	7.2876	6.9119	5.5306	5.9754	5.5666
1993	5.2384	5.5392	5.1852	5.1006	4.8674	4.9702	4.5789	4.7709	4.6385	4.3877	4.4554	4.2391
1994	4.0150	4.1557	3.9995	3.9019	4.0091	3.8898	3.8697	3.8095	3.4357	3.4690	3.3030	3.3304
1995	3.4342	3.1982	3.4361	3.2667	3.1024	2.9288	2.3363	2.9654	2.6716	1.9285	2.2648	1.8502
1996	1.5839	1.2337	1.6670	1.5933	2.1810	2.2527	2.1357	1.9959	1.4270	1.3994	1.5625	1.5862
1997	1.4449	1.4887	1.7601	1.4309	1.2776	1.1408	1.4073	1.0149	1.1342	1.4768	1.3016	0.8026
1998	0.9189	0.7460	0.8849	1.1000	1.5047	1.8604	1.7784	1.4867	1.2131	0.8330	1.2266	0.7533
1999	0.8111	1.0657	1.0109	0.7801	0.8232	0.8944	0.7591	0.7451	0.8255	0.9551	0.9392	1.0370

Fuente: Elaboración propia. Estos datos se construyen por agregación de datos diarios con medias aritméticas simples de $\ln(1+R/100)$, siendo R el tipo de interés *Taux d'intérêt à court terme, interbancaire, argent au jour le jour (Tomorrow Next)* (tipo de interés a corto plazo, tipo interbancario, día a día). En los días donde el dato diario no está disponible, se coge el dato del día de negocio inmediatamente anterior. La fuente de los datos diarios originales es Swiss National Bank. Los datos se obtuvieron bajo petición de la dirección de correo electrónico Mathias.Zurlinden@snb.ch el día 2/03/01. Estos datos están disponibles para el lector que los solicite en la dirección de correo electrónico sonia.brajim@uem.es

Tabla A.1.15: *Call money rate. Overnight. Average* (tipo de interés del mercado monetario, tipo Call, de un día para otro, medias). Japón. Medias de datos diarios. Porcentaje anual

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	6.17	6.16	6.42	6.07	6.01	6.13	6.42	6.25	6.50	6.66	7.42	8.24
1986	7.05	6.03	5.76	4.97	4.40	4.52	4.63	4.68	4.76	4.54	3.90	4.32
1987	4.33	4.28	3.99	3.71	3.30	3.31	3.30	3.32	3.51	3.50	3.53	3.96
1988	3.70	3.59	3.77	3.49	3.46	3.59	3.86	3.98	4.09	4.17	3.94	4.36
1989	4.09	4.18	4.25	4.42	4.68	5.14	5.22	5.38	5.43	6.01	6.15	6.45
1990	6.58	6.64	6.82	7.16	7.26	7.36	7.52	7.54	7.76	7.81	8.08	8.23
1991	8.05	8.12	8.28	8.23	8.03	8.04	7.46	7.48	7.05	6.86	6.38	6.31
1992	5.53	5.68	5.65	4.77	4.75	4.75	4.53	4.12	4.23	4.07	3.95	3.89
1993	3.90	3.28	3.24	3.18	3.21	3.21	3.26	3.13	2.86	2.51	2.50	2.44
1994	2.33	2.24	2.25	2.18	2.09	2.06	2.08	2.13	2.19	2.24	2.27	2.29
1995	2.25	2.22	2.19	1.53	1.31	1.28	0.95	0.88	0.57	0.47	0.46	0.46
1996	0.47	0.46	0.46	0.49	0.47	0.47	0.48	0.44	0.47	0.48	0.48	0.49
1997	0.48	0.50	0.51	0.50	0.49	0.50	0.49	0.48	0.50	0.48	0.49	0.39
1998	0.44	0.43	0.43	0.44	0.43	0.44	0.41	0.43	0.32	0.24	0.20	0.25
1999	0.23	0.18	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.03	0.02

Fuente: Bank of Japan. Los datos fueron descargados de la página web del Banco de Japón <http://www2.boj.or.jp/en/dlong/stat/data/cdab0710.txt> el día 9/01/01. Los datos de las fechas 1/85-6/85 inclusive corresponden al *Collateralized call money rate* (tipo call del mercado monetario garantizado). Los datos de las fechas 7/85 - 12/99 inclusive corresponden al *UnCollateralized call money rate* (tipo call del mercado monetario no garantizado)

Tabla A.1.16: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de Japón compuesto continuo, *r_j*. (%)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	5.99	5.98	6.22	5.89	5.84	5.95	6.22	6.06	6.30	6.45	7.16	7.92
1986	6.81	5.86	5.60	4.85	4.31	4.42	4.53	4.57	4.65	4.44	3.83	4.23
1987	4.24	4.19	3.91	3.64	3.25	3.26	3.25	3.27	3.45	3.44	3.47	3.88
1988	3.63	3.53	3.70	3.43	3.40	3.53	3.79	3.90	4.01	4.09	3.86	4.27
1989	4.01	4.09	4.16	4.33	4.57	5.01	5.09	5.24	5.29	5.84	5.97	6.25
1990	6.37	6.43	6.60	6.92	7.01	7.10	7.25	7.27	7.47	7.52	7.77	7.91
1991	7.74	7.81	7.96	7.91	7.72	7.73	7.19	7.21	6.81	6.63	6.18	6.12
1992	5.38	5.52	5.50	4.66	4.64	4.64	4.43	4.04	4.14	3.99	3.87	3.82
1993	3.83	3.23	3.19	3.13	3.16	3.16	3.21	3.08	2.82	2.48	2.47	2.41
1994	2.30	2.22	2.23	2.16	2.07	2.04	2.06	2.11	2.17	2.22	2.24	2.26
1995	2.23	2.20	2.17	1.52	1.30	1.27	0.95	0.88	0.57	0.47	0.46	0.46
1996	0.47	0.46	0.46	0.49	0.47	0.47	0.48	0.44	0.47	0.48	0.48	0.49
1997	0.48	0.50	0.51	0.50	0.49	0.50	0.49	0.48	0.50	0.48	0.49	0.39
1998	0.44	0.43	0.43	0.44	0.43	0.44	0.41	0.43	0.32	0.24	0.20	0.25
1999	0.23	0.18	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.03	0.02

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Tabla A.1.15. Los datos de esta tabla se construyen como $\ln(1+R/100)$ con R el tipo de interés que aparece en la Tabla A.1.15

Tabla A.2.1: Índice de Precios al Consumo de EE. UU., *PE*

	I	II	III	IV
1985	106.0	107.3	108.0	109.0
1986	109.2	109.0	109.8	110.4
1987	111.6	113.1	114.4	115.4
1988	116.1	117.5	119.1	120.3
1989	121.7	123.7	124.7	125.9
1990	128.0	129.3	131.6	133.7
1991	134.8	135.6	136.7	137.7
1992	138.7	139.8	140.9	141.9
1993	143.1	144.2	144.8	145.8
1994	146.7	147.6	148.9	149.6
1995	150.9	152.2	152.9	153.6
1996	155.0	156.5	157.4	158.5
1997	159.6	160.2	160.8	161.5
1998	161.9	162.8	163.4	164.0
1999	164.6	166.2	167.2	168.3

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.1, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.2: Índice de Precios al Consumo del UK, *PU*

	I	II	III	IV
1985	92.0	95.1	95.4	95.9
1986	96.5	97.8	97.9	99.1
1987	100.3	101.9	102.1	103.2
1988	103.7	106.2	107.7	109.9
1989	111.7	114.9	116.0	118.3
1990	120.4	126.0	128.1	130.1
1991	130.8	133.6	134.2	135.5
1992	136.2	139.1	139.0	139.6
1993	138.7	140.9	141.3	141.8
1994	142.0	144.5	144.6	145.5
1995	146.8	149.5	149.9	150.1
1996	150.9	152.8	153.1	154.0
1997	154.9	156.9	158.4	159.7
1998	160.2	163.2	163.7	164.4
1999	163.7	165.5	165.6	166.8

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.3, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.3: Índice de Precios al Consumo de la RFA, *PG*

	I	II	III	IV
1985	78.0	78.4	78.3	78.4
1986	78.6	78.4	78.0	77.7
1987	78.2	78.4	78.4	78.4
1988	79.0	79.3	79.4	79.8
1989	80.9	81.6	81.6	82.2
1990	83.1	83.5	83.9	84.6
1991	85.5	86.2	87.7	89.3
1992	90.5	91.5	92.1	92.3
1993	94.7	95.6	96.2	96.2
1994	97.5	98.2	98.8	98.7
1995	99.5	99.9	100.3	100.2
1996	101.0	101.4	101.6	101.7
1997	102.8	102.9	103.9	103.8
1998	104.0	104.3	104.6	104.2
1999	104.3	104.8	105.3	105.2

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.5, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.4: Índice de Precios al Consumo de Suiza, *PS*

	I	II	III	IV
1985	507.7	510.0	509.1	513.9
1986	515.2	514.2	512.2	514.4
1987	519.7	520.0	521.2	524.6
1988	528.7	530.8	531.0	534.2
1989	540.7	546.0	547.5	557.5
1990	567.6	572.7	579.5	590.3
1991	600.8	608.5	614.6	621.5
1992	629.5	635.2	636.8	642.7
1993	651.5	657.4	659.0	660.0
1994	662.8	661.7	662.7	663.1
1995	671.9	674.3	675.9	676.0
1996	679.0	679.6	680.0	681.3
1997	684.0	683.2	683.2	683.7
1998	684.0	683.5	683.8	683.2
1999	685.9	687.6	690.4	692.8

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.6, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.5: Índice de Precios al Consumo de Japón, *PJ*

	I	II	III	IV
1985	87.8	88.6	88.7	89.0
1986	89.0	89.2	88.7	88.6
1987	88.0	89.0	88.7	89.0
1988	88.5	89.0	89.2	89.9
1989	89.3	91.5	91.6	92.2
1990	92.6	93.8	94.0	95.6
1991	96.0	97.1	97.0	98.2
1992	97.8	99.2	98.7	99.0
1993	99.0	99.9	100.3	99.9
1994	100.0	100.5	100.1	100.6
1995	100.0	100.3	99.9	99.8
1996	99.5	100.2	100.0	100.2
1997	99.8	102.2	102.1	102.4
1998	101.9	102.5	101.8	103.0
1999	101.8	102.1	101.8	101.8

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.7, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.6: Índice de Precios al Consumo de Francia, *PF*

	I	II	III	IV
1985	73.3	74.7	75.4	75.8
1986	75.9	76.5	76.9	77.4
1987	78.4	79.1	79.5	79.9
1988	80.3	81.1	81.8	82.3
1989	83.0	84.0	84.6	85.2
1990	85.8	86.6	87.5	88.3
1991	88.6	89.3	90.0	90.7
1992	91.3	91.9	91.9	92.4
1993	93.0	93.5	93.7	94.1
1994	94.3	94.9	95.0	95.4
1995	95.9	96.4	96.6	97.1
1996	97.8	98.5	98.3	98.7
1997	99.1	99.3	99.5	99.8
1998	99.7	100.2	100.0	100.0
1999	100.0	100.6	100.5	100.9

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.9, mediante medias geométricas simples

Tabla A.2.7: Diferencial de tasas de inflación del UK y Suiza, *dtus*. (%)

	I	II	III	IV
1985		2.91	0.45	-0.46
1986	0.45	1.47	0.51	0.83
1987	0.18	1.46	0.00	0.43
1988	-0.30	1.99	1.33	1.49
1989	0.38	1.86	0.64	0.16
1990	-0.03	3.67	0.45	-0.30
1991	-1.18	0.79	-0.55	-0.14
1992	-0.75	1.23	-0.33	-0.51
1993	-2.03	0.70	0.04	0.18
1994	-0.28	1.96	-0.13	0.58
1995	-0.42	1.44	0.03	0.14
1996	0.07	1.21	0.11	0.42
1997	0.19	1.37	0.97	0.72
1998	0.26	1.91	0.28	0.54
1999	-0.82	0.81	-0.33	0.40

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PU* y *PS* (Tablas A.2.2 y A.2.4 respectivamente)

Tabla A.2.8: Diferencial de tasas de inflación de Suiza y Japón, *dsj*. (%)

	I	II	III	IV
1985		-0.37	-0.33	0.61
1986	0.22	-0.38	0.20	0.55
1987	1.71	-1.15	0.57	0.31
1988	1.38	-0.17	-0.19	-0.19
1989	1.92	-1.54	0.24	1.08
1990	1.43	-0.45	1.00	0.16
1991	1.31	0.20	1.07	-0.16
1992	1.73	-0.52	0.80	0.58
1993	1.39	-0.04	-0.19	0.55
1994	0.32	-0.60	0.48	-0.37
1995	1.84	0.10	0.64	0.09
1996	0.78	-0.62	0.30	-0.05
1997	0.79	-2.52	0.10	-0.19
1998	0.54	-0.66	0.76	-1.27
1999	1.50	-0.05	0.77	0.31

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PS* y *PJ* (Tablas A.2.4 y A.2.5 respectivamente)

Tabla A.2.9: Diferencial de tasas de inflación del UK y Japón, *dúj*. (%)

	I	II	III	IV
1985		2.54	0.12	0.15
1986	0.66	1.09	0.71	1.37
1987	1.90	0.31	0.57	0.73
1988	1.08	1.82	1.15	1.30
1989	2.30	0.32	0.89	1.24
1990	1.40	3.22	1.45	-0.14
1991	0.13	1.00	0.52	-0.30
1992	0.98	0.71	0.47	0.07
1993	-0.64	0.66	-0.15	0.73
1994	0.04	1.36	0.36	0.21
1995	1.42	1.53	0.67	0.22
1996	0.84	0.59	0.41	0.38
1997	0.98	-1.15	1.07	0.54
1998	0.80	1.25	1.04	-0.73
1999	0.68	0.76	0.44	0.71

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PU* y *PJ* (Tablas A.2.2 y A.2.5 respectivamente)

Tabla A.2.10: Diferencial de tasas de inflación de la RFA y Japón, *dgj*. (%)

	I	II	III	IV
1985		-0.42	-0.28	-0.17
1986	0.21	-0.48	0.14	-0.35
1987	1.43	-1.00	0.34	-0.34
1988	1.34	-0.15	-0.10	-0.33
1989	2.08	-1.63	0.00	-0.05
1990	0.70	-0.81	0.25	-0.76
1991	0.51	-0.18	1.76	0.54
1992	1.78	-0.29	1.12	-0.05
1993	2.53	0.01	0.19	0.47
1994	1.24	0.22	0.94	-0.47
1995	1.34	0.13	0.77	-0.03
1996	1.10	-0.31	0.50	-0.20
1997	1.48	-2.28	1.07	-0.39
1998	0.71	-0.27	0.97	-1.52
1999	1.14	0.25	0.77	-0.06

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PG* y *PJ* (Tablas A.2.3 y A.2.5 respectivamente)

Tabla A.2.11: Diferencial de tasas de inflación de la RFA y Suiza, *dgs*. (%)

	I	II	III	IV
1985		-0.04	0.06	-0.78
1986	0.00	-0.10	-0.06	-0.89
1987	-0.28	0.15	-0.23	-0.64
1988	-0.03	0.01	0.09	-0.15
1989	0.16	-0.09	-0.24	-1.13
1990	-0.73	-0.36	-0.75	-0.93
1991	-0.80	-0.38	0.69	0.70
1992	0.05	0.24	0.32	-0.63
1993	1.14	0.04	0.38	-0.08
1994	0.92	0.81	0.46	-0.10
1995	-0.50	0.04	0.13	-0.12
1996	0.32	0.31	0.20	-0.15
1997	0.69	0.24	0.97	-0.20
1998	0.18	0.39	0.21	-0.26
1999	-0.36	0.30	0.00	-0.37

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PG* y *PS* (Tablas A.2.3 y A.2.4 respectivamente)

Tabla A.2.12: Diferencial de tasas de inflación del UK y la RFA, *dtug*. (%)

	I	II	III	IV
1985		2.95	0.39	0.32
1986	0.45	1.57	0.57	1.72
1987	0.47	1.31	0.23	1.07
1988	-0.26	1.97	1.25	1.64
1989	0.22	1.94	0.88	1.29
1990	0.70	4.03	1.20	0.63
1991	-0.38	1.18	-1.24	-0.84
1992	-0.79	1.00	-0.65	0.12
1993	-3.17	0.65	-0.34	0.26
1994	-1.20	1.14	-0.59	0.68
1995	0.08	1.40	-0.10	0.26
1996	-0.25	0.90	-0.09	0.58
1997	-0.49	1.13	0.00	0.93
1998	0.09	1.52	0.07	0.80
1999	-0.46	0.51	-0.33	0.77

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PU* y *PG* (Tablas A.2.2 y A.2.3 respectivamente)

Tabla A.2.13: Diferencial de tasas de inflación del UK y Francia, *d_{uf}*. (%)

	I	II	III	IV
1985		1.56	-0.66	-0.12
1986	0.58	0.55	-0.51	0.61
1987	0.02	0.65	-0.37	0.62
1988	0.01	1.40	0.48	1.47
1989	0.75	1.61	0.25	1.16
1990	1.09	3.70	0.59	0.58
1991	0.23	1.35	-0.36	0.19
1992	-0.13	1.47	-0.04	-0.13
1993	-1.30	0.98	0.13	-0.13
1994	-0.04	1.12	-0.10	0.28
1995	0.37	1.26	0.06	-0.38
1996	-0.14	0.53	0.38	0.23
1997	0.20	1.00	0.86	0.48
1998	0.36	1.33	0.56	0.41
1999	-0.39	0.45	0.18	0.31

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PU* y *PF* (Tablas A.2.2 y A.2.6 respectivamente)

Tabla A.2.14: Diferencial de tasas de inflación de Suiza y Francia, *d_{sf}*. (%)

	I	II	III	IV
1985		-1.35	-1.11	0.34
1986	0.13	-0.92	-1.01	-0.22
1987	-0.16	-0.80	-0.37	0.19
1988	0.31	-0.58	-0.85	-0.02
1989	0.37	-0.24	-0.39	1.01
1990	1.13	0.03	0.14	0.88
1991	1.41	0.56	0.19	0.33
1992	0.62	0.23	0.29	0.38
1993	0.73	0.28	0.09	-0.31
1994	0.24	-0.84	0.03	-0.30
1995	0.79	-0.18	0.03	-0.52
1996	-0.21	-0.69	0.27	-0.20
1997	0.01	-0.38	-0.12	-0.25
1998	0.09	-0.57	0.28	-0.13
1999	0.43	-0.36	0.51	-0.09

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PS* y *PF* (Tablas A.2.4 y A.2.6 respectivamente)

Tabla A.2.15: Diferencial de tasas de inflación de la RFA y Francia, *d_{gf}*. (%)

	I	II	III	IV
1985		-1.40	-1.05	-0.44
1986	0.12	-1.02	-1.08	-1.11
1987	-0.44	-0.65	-0.60	-0.46
1988	0.27	-0.57	-0.77	-0.17
1989	0.54	-0.33	-0.63	-0.12
1990	0.40	-0.33	-0.61	-0.04
1991	0.61	0.18	0.88	1.04
1992	0.67	0.47	0.61	-0.25
1993	1.87	0.32	0.47	-0.39
1994	1.16	-0.03	0.49	-0.40
1995	0.29	-0.14	0.16	-0.64
1996	0.11	-0.37	0.47	-0.35
1997	0.69	-0.13	0.85	-0.45
1998	0.27	-0.18	0.49	-0.38
1999	0.07	-0.06	0.51	-0.46

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PG* y *PF* (Tablas A.2.3 y A.2.6 respectivamente)

Tabla A.2.16: Diferencial de tasas de inflación de Japón y Francia, *diff.* (%)

	I	II	III	IV
1985		-0.98	-0.78	-0.27
1986	-0.09	-0.54	-1.22	-0.77
1987	-1.88	0.34	-0.94	-0.12
1988	-1.07	-0.42	-0.67	0.17
1989	-1.55	1.30	-0.64	-0.07
1990	-0.30	0.48	-0.86	0.72
1991	0.10	0.35	-0.88	0.49
1992	-1.11	0.76	-0.51	-0.20
1993	-0.66	0.32	0.28	-0.86
1994	-0.08	-0.24	-0.45	0.07
1995	-1.05	-0.28	-0.61	-0.61
1996	-0.99	-0.07	-0.03	-0.15
1997	-0.78	2.15	-0.22	-0.06
1998	-0.44	0.09	-0.49	1.14
1999	-1.07	-0.30	-0.26	-0.40

Fuente: Elaboración propia. Los datos corresponden a la diferencia de las tasas de variación logarítmicas de *PJ* y *PF* (Tablas A.2.5 y A.2.6 respectivamente)

Tabla A.2.17: Tipo de interés del mercado interbancario a un día del UK compuesto continuo, *ru.* (%)

	I	II	III	IV
1985	12.4339	12.1335	11.3873	10.9924
1986	11.5741	10.2183	9.3697	9.9176
1987	10.4121	8.8423	8.7567	8.6999
1988	7.9383	7.1280	9.5573	11.3793
1989	11.9518	11.5761	12.9746	13.8700
1990	13.8595	13.8402	13.8934	13.3776
1991	12.9479	11.2888	10.4287	10.0559
1992	10.0296	9.5459	9.4145	7.7163
1993	6.0778	5.6169	5.7896	5.6072
1994	5.1282	4.6956	4.7304	5.1851
1995	5.7574	5.7850	6.4235	6.5006
1996	6.0922	5.7468	5.5810	5.6595
1997	5.7938	5.9685	6.6217	6.9362
1998	7.0704	7.0039	7.1525	6.7479
1999	5.5968	5.0646	4.8334	4.9602

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.11, mediante medias aritméticas simples

Tabla A.2.18: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de la RFA compuesto continuo, *rg.* (%)

	I	II	III	IV
1985	5.56	5.48	4.72	4.49
1986	4.58	4.39	4.40	4.52
1987	3.89	3.62	3.67	3.43
1988	3.18	3.37	4.52	4.64
1989	5.44	6.03	6.63	7.41
1990	7.41	7.49	7.72	7.88
1991	8.31	8.38	8.57	8.63
1992	9.14	9.18	9.15	8.52
1993	8.21	7.61	6.80	6.25
1994	5.94	5.25	4.81	4.83
1995	4.80	4.52	4.30	4.00
1996	3.39	3.29	3.16	3.05
1997	3.09	3.01	3.07	3.38
1998	3.40	3.37	3.39	3.27
1999	3.01	2.57	2.42	2.77

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.13, mediante medias aritméticas simples

Tabla A.2.19: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de Suiza compuesto continuo, *rs*. (%)

	I	II	III	IV
1985	3.2002	2.4932	3.7043	2.0400
1986	2.2442	4.5888	1.8522	1.0300
1987	1.8116	2.3936	2.8534	2.0675
1988	0.5979	1.9410	2.4657	3.6919
1989	4.8729	6.2842	6.7744	6.9659
1990	8.4369	8.3384	7.4447	7.4882
1991	7.7876	7.4534	7.4265	7.1248
1992	7.4276	8.4214	7.3509	5.6909
1993	5.3209	4.9794	4.6628	4.3607
1994	4.0568	3.9336	3.7050	3.3674
1995	3.3562	3.0993	2.6578	2.0145
1996	1.4949	2.0090	1.8529	1.5160
1997	1.5646	1.2831	1.1855	1.1937
1998	0.8500	1.4884	1.4927	0.9377
1999	0.9625	0.8326	0.7766	0.9771

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.14, mediante medias aritméticas simples

Tabla A.2.20: Tipo de interés del mercado interbancario a un día de Japón compuesto continuo, *rj*. (%)

	I	II	III	IV
1985	6.06	5.89	6.19	7.17
1986	6.09	4.53	4.58	4.17
1987	4.11	3.38	3.32	3.60
1988	3.62	3.45	3.90	4.07
1989	4.09	4.64	5.21	6.02
1990	6.47	7.01	7.33	7.73
1991	7.83	7.79	7.07	6.31
1992	5.47	4.65	4.20	3.89
1993	3.41	3.15	3.04	2.45
1994	2.25	2.09	2.11	2.24
1995	2.20	1.36	0.80	0.46
1996	0.46	0.48	0.46	0.48
1997	0.50	0.50	0.49	0.45
1998	0.43	0.44	0.39	0.23
1999	0.15	0.03	0.03	0.02

Fuente: Elaboración propia. Se construyen por agregación de los datos mensuales de la Tabla A.1.16, mediante medias aritméticas simples

Referencias

Akaike, H.1973.Information Theory as an Extension of the Maximum Likelihood Principle. *Secod Iternational Symposium of Information Theory*. B. N. Petrov y C. Csaki (eds.). Akademiai Kiado, Budapest

Arize, A.C., J. Malindretos y Z. Ike Obi.2002.Long- and Short-Term Interest Rates in 19 Countries:Tests for Cointegration and Parameter Instability.*Atlantic Economic Journal*, 30(2):105-119.

Bernanke, B.S. y A.S. Blinder.1992.The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission.*American Economic Review*, 82(4):901-921.

Bernanke, B.S. y I. Mihov.1997.What does the Bundesbank Target?.*European Economic Review*, 41:1025-1053.

Booth, G.G. y C. Ciner.2001.The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence.*Journal of Multinational Financial Management*, 11:269-280.

Box, G.E.P. y D.R. Cox.1964.An Analysis of Transformations.*Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 26:211-243.

Box, G.E.P., G.M., Jenkins, y G.C. Reinsel.1994.*Time Series Analysis: Forecasting and Control*.3ª edición.Englewood Cliffs, New Jersey, EE.UU.: Prentice-Hall.

Bremnes, H., Ø. Gjerde y F. Sættem.1997.A Multivariate Cointegration Analysis of Interest Rates in the Eurocurrency Market.*Journal of International Money and Finance*, 16(5):767-778.

Bremnes, H., Ø. Gjerde y F. Sættem.2001.Linkages among Interest Rates in the United States, Germany and Norway.*Scandinavian Journal of Economics*, 103(1):127-145.

Camarero, M., V. Esteve y C. Tamarit.2000.Price Convergence of European Peripheral Countries on the Way to the EMU: a Time Series Approach.*Empirical Economics*, 25(1): 149-168.

Caporale, G.M. y N. Pittis.1993.Common Stochastic Trends and Inflation Convergence in the EMS.*Weltwirtschaftliches Archiv*, 129(2):207-215.

- Chiang, T.C. y D. Kim.2000.Short-Term Eurocurrency Rate Behavior and Specifications of Cointegrating Processes.*International Review of Economics and Finance*, 9(2):157-179.
- Clarida, R. y M. Gertler.1997.How the Bundesbank Conducts Monetary Policy.*Reducing Inflation: Motivation and Strategy*.C. Romer y D. Romer (eds.), Cap. 10. University of Chicago Press, Chicago.
- Clarida, R., J. Galí. y M. Gertler.1998.Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence.*European Economic Review*, 42 (6):1033-1067.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler.1999.The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective.*Journal of Economic Literature*, XXXXVII:1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler.2000.Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.*Quarterly Journal of Economics*, 115(1):147-180.
- Culver, S.E. y D.H. Papell.1997.Is There a Unit Root in the Inflation Rate?.Evidence From Sequential Break and Panel Data Models.*Journal of Applied Econometrics*, 12(4):435-444.
- Davis, R.A., M. Chen y W.T.M. Dunsmuir.1995.Inference for MA(1) Processes With a Root On Or Near The Unit Circle.*Probability and Mathematical Statistics*, 15:227-242.
- Davis, R.A., M. Chen y W.T.M. Dunsmuir.1996.Inference for Seasonal Moving Average Models with a Unit Root.*Athens Conference on Applied Probability and Time Series, vol. II: Time Series Analysis in Memory of E.J. Hannan*. P.M. Robinson y M. Rosenblatt (eds.), Berlin, Springer-Verlag:160-176.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller.1979.Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.*Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller.1981.Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.*Econometrica*, 49:1057-1072.
- Elliot, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock.1996.Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.*Econometrica*, 64(4):813-836.
- Enders, W. y B. Falk.1998.Threshold-Autoregressive, Median-Unbiased, and Cointegration Tests of Purchasing Power Parity.*International Journal of Forecasting*, 14(2):171-186.

- Engel, C.2000.Long-Run PPP May Not Hold After All.*Journal of International Economics*,51(2):243-273.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger.1987.Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.*Econometrica*, 55(2):251-276.
- Fuhrer, J.C. y G.R. Moore.1995.Inflation Persistence.*Quarterly Journal of Economics*, 110 (1):219-239.
- Gallego, J.L.1995.*Una Familia General de Procesos Estocásticos Estacionales*.Tesis doctoral.Departamento de Economía Cuantitativa, Universidad Complutense de Madrid.
- Gallego, J.L. y A.B. Treadway.1996.The General Seasonal ARIMA Family of Stochastic Processes.*Documento de Trabajo N°96.01, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria*.
- Holmes, M.J.1998.Inflation Convergence in the ERM: Evidence for Manufacturing and Services.*International Economic Journal*, 12(3):1-16.
- Holmes, M.J.2002.Panel Data Evidence on Inflation Convergence in the European Union.*Applied Economics Letters*, 9(3):155-158.
- Hosking, J.R.M.1980.The Multivariate Portmanteau Statistic.*Journal of the American Statistical Association*, 75(371):602-608.
- Im, K.S., M.H. Pesaran y Y. Shin.2003.Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.*Journal of Econometrics*, 115(1):53-74.
- Johansen, S.1988.Statistical Analysis of Cointegration Vectors.*Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3):231-254.
- Johansen, S.1991.Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.*Econometrica*, 59(6):1551-1580.
- Johansen, S.1995.*Likelihood-Based Inference in Cointegrating Vector Autoregressive Models*. New York. Oxford University Press.
- Kim, S.2002.Exchange Rate Stabilization in the EMR: Identifying European Monetary Policy Reactions.*Journal of International Money and Finance*, 21:413-434.

- Koustaş, Z. y A. Serletis. 1999. On the Fisher Effect. *Journal of Monetary Economics*, 44(1): 105-130
- Kuo, B.-S. y A. Mikkola. 1999. Re-Examining Long Run Purchasing Power Parity. *Journal of International Money and Finance*, 18(2):251-266.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159-178.
- Lee, H.-Y. y J.-L. Wu. 2001. Mean Reversion of Inflation Rates: Evidence from 13 OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 23(3):477-487.
- Levin, A. y C-F. Lin. 1992. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Discussion Paper 92-23, University of California, San Diego*.
- Ljung, G. y G. Box. 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 67: 297-303.
- Maeso, F. 1998. Econometric Methods and Purchasing Power Parity: Short- and Long-Run PPP. *Applied Economics*, 30(11):1443-1457.
- Mauricio, J.A. 1995. Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models. *Journal of the American Statistical Association*, 90:282-291.
- Mauricio, J.A. 1996. Some Computational Aspects of Exact Maximum Likelihood Estimation of Time Series Models. *COMPSTAT 1996 – Proceedings on Computational Statistics*: 361-366. Heidelberg: Physica-Verlag
- Melard, G. 1984. Algorithm AS196: A Fast Algorithm for the Exact Likelihood of Autorregressive Moving Average Models. *Applied Statistics*, 33(1): 104-111.
- Nelson, E. 2003. UK Monetary policy 1972-97: A Guide using Taylor rules. *Monetary Theory and Practice: Essays in Honour of Charles Goodhart, Volume one*. P Mizen (ed.). Cheltenham, UK: Edward Elgar:195-216.
- Nessén, M. 1996. Common Trends in Prices and Exchange Rates. Tests of Long-Run Purchasing Power Parity. *Empirical Economics*, 21(3):381-400.
- Nievas, J. 1998. The Fisher Effect versus German Effect in European Countries. An Empirical Study. *Applied Economic Letters*, 5:453-458.

Pantula, S.G., G. Gonzalez-Farias y W.A. Fuller.1994.A Comparison of Unit Root Test Criteria.*Journal of Business and Economic Statistics*, 12(4):449-459.

Pedroni, P.1999.Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors.*Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4, Supplement):653-670.

Perron, P.1989.The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis.*Econometrica*, 57(6):1346-1401.

Perron, P.1997.Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables.*Journal of Econometrics*, 80(2):355-385.

Perron, P. y T. J. Vogelsang.1992.Nonstationarity and Level Shifts with an Application to PPP.*Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3):301-320.

Phillips, P.C.B. y P.Perron.1988.Testing for Unit Root in Time Series Regression.*Biometrika*, 75(2):335-346.

Press, W.H., Vetterling, W.T., Teukolsky, S.A. y B.P. Flannery.1992.*Numerical Recipes in C. The Art of Scientific Computing. 2nd Edition*. Cambridge University Press.

Schwarz, G.1978.Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.

Shin, D.W. y W.A. Fuller.1998.Unit Root Tests Based on Unconditional Maximum Likelihood Estimation for the Autoregressive Moving Average.*Journal of Time Series Analysis*, 19(5):591-599.

Siklos, P.L. y M.E. Wohar.1997.Convergence in Interest Rates and Inflation Rates across Countries and over Time.*Review of International Economics*, 5(1):129-141.

Stock, J.H.1992.*Unit Root and Trend Breaks*.Manuscript, Harvard University.

Strong, K.P. y S. C. Sharma.2002.Cointegration of Price Measures: Evidence from the G-7.*Journal of Economics and Finance*, 26(1):111-122.

Taylor, J.B. 1980.Aggregate Dynamics and Staggered Contracts.*The Journal of Political Economy*, 88(1):1-23.

Taylor, J.B.1993.Discretion Versus Policy Rules in Practice.*Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195-214.

Taylor, M.P. y L. Sarno.1998.The Behavior of Real Exchange Rates during the Post- Bretton Woods Period.*Journal of International Economics*, 46(2):281-312.

Thom, R.1995.Inflation Convergence in the EMS: Some Additional Evidence.A Comment.*Weltwirtschaftliches Archiv*, 131(3):577-586.

Vicente, E.2004.*Análisis de Series Temporales Macroeconómicas de Estados Unidos Relacionadas con la Inflación*. Tesis doctoral en elaboración.Departamento de Economía Cuantitativa, Universidad Complutense de Madrid.

Wu, J.-L. y S.-L. Chen.2001.Mean Reversion of Interest Rates in the Eurocurrency Market.*Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(4):459-473.