

**UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID**

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**

**Departamento de Economía Cuantitativa**



**ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES MACROECONÓMICAS DE  
ESTADOS UNIDOS RELACIONADAS CON LA INFLACIÓN**

**MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR**

**PRESENTADA POR**

Eva María Vicente Martínez

Bajo la dirección del doctor

Arthur B. Treadway

**Madrid, 2005**

ISBN: 84-669-2733-6

**ANÁLISIS DE SERIES TEMPORALES  
MACROECONÓMICAS DE ESTADOS UNIDOS  
RELACIONADAS CON LA INFLACIÓN**

**TESIS DOCTORAL**

**Eva María Vicente Martínez**

**Director: Arthur B. Treadway**

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

**2004**

En primer lugar, quiero expresar mi agradecimiento al profesor Arthur B. Treadway, por la dedicación, exigencia y cuidado con que ha dirigido esta investigación. El interés que ha demostrado siempre por mi trabajo me ha servido de estímulo durante el proceso de elaboración de esta tesis y ha alimentado mi curiosidad por plantear nuevas preguntas e intentar responderlas.

Quiero dar las gracias al profesor J. Alberto Mauricio, por haberme facilitado los programas DRVUS y DRV, empleados en esta investigación, y por la buena disposición para ayudarme que ha mostrado en todo momento. Asimismo, agradezco a los profesores Rafael Flores, Miguel Jerez y Mercedes Gracia el apoyo que me han prestado a lo largo de estos años.

Gracias a todos mis compañeros de doctorado, porque he contado con su ayuda siempre que la he necesitado, y porque los buenos momentos que he compartido con ellos me han ayudado mucho cuando mi ánimo flaqueaba.

Sonia Brajín, Consuelo Valbuena y yo hemos recorrido juntas el camino de hacer una tesis doctoral. Les agradezco todos sus comentarios acerca de mi investigación, que han sido muy útiles. Pero, por encima de todo, les agradezco su amistad y su apoyo en los momentos más duros.

Quiero dar las gracias a mis amigos Virginia Gilarranz y José Javier Redondo, que han estado a mi lado a lo largo de estos años. Ellos siempre han conseguido hacerme reír.

Por último, quiero expresar mi más profundo agradecimiento a mis padres y a mis hermanos. Su cariño y su comprensión han sido fundamentales en estos años. Ellos han compartido conmigo, día tras día, el desarrollo de esta tesis, y me han apoyado incondicionalmente. Muchas gracias por todo.

---

# INDICE

---

Lista de Abreviaturas y Siglas	ix
Capítulo 1: Introducción	1
1.1 Métodos de Análisis de Series Temporales (AST)	6
1.1.1 Análisis Univariante	6
1.1.1.1 Representación Univariante	6
1.1.1.2 Construcción de Modelos Univariantes	8
1.1.2 Análisis Multivariante	11
1.1.2.1 Representación Multivariante	11
1.1.2.2 Construcción de Modelos Multivariantes	12
1.2 Conclusiones de Esta Investigación	14
1.3 Literatura de Referencia	16
1.3.1 Creencias Comunes en el Pensamiento Económico acerca de las Propiedades de Equilibrio a Largo Plazo de Variables Macroeconómicas	17
1.3.2 Trabajos Empíricos que Estudian el Orden de Integración de Variables Macroeconómicas de EE.UU.	19
1.3.2.1 Cobertura de Datos	20
1.3.2.2 Métodos de Análisis Univariante	23
1.3.2.3 Conclusiones acerca del Orden de Integración	26
1.3.3 Trabajos que Analizan Relaciones entre Diferentes Variables Incluidas en Esta Investigación	28
1.3.3.1 Cuestiones Relacionadas con Representación	29
1.3.3.2 Cuestiones Relacionadas con Construcción de Modelos	30
1.4 Estructura de la Tesis	34

Apéndice T.1: Tablas de Resumen de la Literatura	35
Apéndice G.1: Gráficos	43
Capítulo 2: Descripción de la Metodología Empleada de Análisis de Series Temporales	47
2.1 Nociones Básicas	48
2.1.1 Serie Temporal	48
2.1.2 Operadores Matemáticos	49
2.1.3 Proceso Estocástico	50
2.1.4 Función Lineal de Transferencia (FLT)	51
2.2 Representaciones Univariantes de Series Temporales	52
2.2.1 Representaciones Univariantes Empleadas en Esta Tesis	52
2.2.1.1 Transformación No Lineal Contemporánea	53
2.2.1.2 Descomposición en Componentes Determinista y Estocástico	53
2.2.1.3 Procesos Estocásticos Lineales Generales	53
2.2.1.3.1 Modelos ARMA(p,q)	55
2.2.1.3.2 Modelos ARIMA(p,d,q)	56
2.2.1.3.3 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) <sub>s</sub>	56
2.2.1.3.4 Modelos de Estacionalidad Generalizada	57
2.2.2 Crítica a la Representación Univariante Empleada Comúnmente en la Literatura Econométrica	59
2.3 Construcción de Modelos Univariantes con Datos	63
2.3.1 Construcción de Modelos ARIMA(p,d,q)	64
2.3.2 Construcción de Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) <sub>4</sub>	69
2.3.3 Construcción de Modelos MEG	70
2.3.4 Construcción de Modelos Univariantes de Ratios de Variables Nominales	72

---

2.3.5 Contrastes de Hipótesis	74
2.3.5.1 Hipótesis de No Estacionariedad	74
2.3.5.2 Hipótesis de No Invertibilidad	75
2.3.5.3 Hipótesis de Raíces Reales para un Operador AR(2) con Raíces Imaginarias	76
2.3.5.4 Hipótesis de Ausencia de Cambio Paramétrico en los Modelos Univariantes de $\ln P$ y $\ln PC$ en la Muestra I/59-IV/99	77
2.3.5.5 Hipótesis de Simplificación de Parámetros de Estacionalidad Determinista	80
2.3.6 Tratamiento de Incidentes Anómalos	83
2.4 Representaciones Multivariantes de Series Temporales	85
2.4.1 Representaciones Multivariantes Empleadas en Esta Tesis	85
2.4.1.1 Algunos Conceptos Básicos y Notación	85
2.4.1.2 Representación Multivariante ARMA(p,q) Estacionaria e Invertible	87
2.4.1.3 Representación en el caso de $r$ Relaciones CI(1,1)	88
2.4.2 Crítica a las Representaciones Multivariantes Empleadas Comúnmente en la Literatura Econométrica	89
2.4.2.1 Representaciones Multiecuacionales	90
2.4.2.2 Representaciones Uniecuacionales	92
2.5 Construcción de Modelos Multivariantes con Datos	94
2.5.1 Especificación	94
2.5.1.1 Métodos Empleados de Búsqueda de Cointegración CI(1,1)	95
2.5.1.2 Especificación de Modelos ARMA(p,q) Multivariantes Estacionarios e Invertibles con Cointegración	96

---

2.5.2 Estimación	96
2.5.3 Diagnósis	97
Apéndice de Fórmulas	99
Capítulo 3: Exploración de Medidas Alternativas de Inflación	105
3.1 Análisis Univariantes de las Series Anuales de $P$ , $PC$ y $P/PC$	107
3.1.1 Deflactor Implícito del Producto Interior Bruto ( $P$ )	108
3.1.2 Índice General de Precios al Consumo ( $PC$ )	111
3.1.3 Ratio $P/PC$	114
3.2 Análisis Univariantes de las Series Trimestrales de $P$ , $PC$ y $P/PC$ en la Muestra I/59-IV/99	116
3.2.1 Deflactor Implícito del Producto Interior Bruto ( $P$ )	116
3.2.2 Índice General de Precios al Consumo ( $PC$ )	119
3.2.3 Ratio $P/PC$	122
3.3 Análisis de Cambio Estructural en las Series Trimestrales de $P$ , $PC$ y $P/PC$	126
3.3.1 Análisis de Cambio Estructural en $P$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP	128
3.3.2 Análisis de Cambio Estructural en $PC$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP	132
3.3.3 Análisis de Cambio Estructural en $PC$ en I/91	135
3.3.4 Análisis de Cambio Estructural en $P/PC$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP	137
3.4 Análisis Univariante de $P$ en la Muestra I/85-IV/99	140
3.5 Conclusiones	143
Apéndice T.3: Tablas de Modelos Univariantes	147

---

Apéndice G.3: Instrumentos de Identificación y Diagnosis	163
Capítulo 4: Análisis Univariantes de Series Anuales de Otras Variables Macroeconómicas	181
4.1 Análisis Univariantes de las Variables Absolutas	185
4.1.1 Federal Funds Rate ( $r$ )	185
4.1.2 Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años ( $i$ )	186
4.1.3 Producto Interior Bruto Real ( $Q$ )	187
4.1.4 Producto Interior Bruto Nominal ( $Y$ )	192
4.1.5 Cantidad Nominal de Dinero $M2$	193
4.1.6 Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja ( $B$ )	194
4.1.7 Pasivo Total del Estado ( $S$ )	195
4.2 Análisis Univariantes de los Ratios de Variables Nominales	196
4.2.1 Saldo Real Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/P$ )	198
4.2.2 Velocidad de Circulación del Dinero $M2$ ( $Y/M2$ )	199
4.2.3 Velocidad de Circulación de la Base Monetaria ( $Y/B$ )	202
4.2.4 Multiplicador Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/B$ )	203
4.2.5 Ratio de Monetización del Pasivo Total del Estado ( $B/S$ )	205
4.3 Conclusiones	206
Apéndice T.4: Tablas de Modelos Univariantes	209
Apéndice G.4: Instrumentos de Identificación y Diagnosis	225
Capítulo 5: Análisis Univariantes de Series Trimestrales de Otras Variables Macroeconómicas	239
5.1 Introducción	241
5.2 Federal Funds Rate ( $r$ )	244

5.3 Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años ( $i$ )	245
5.4 Producto Interior Bruto Real ( $Q$ )	246
5.5 Producto Interior Bruto Nominal ( $Y$ )	251
5.6 Cantidad Nominal de Dinero $M2$	255
5.7 Saldo Real Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/P$ )	257
5.8 Velocidad de Circulación del Dinero $M2$ ( $Y/M2$ )	258
5.9 Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja ( $B$ )	261
5.10 Velocidad de Circulación de la Base Monetaria ( $Y/B$ )	265
5.11 Multiplicador Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/B$ )	268
5.12 Saldo Real Monetario de la Base Monetaria ( $B/P$ )	271
5.13 Pasivo Total del Estado ( $S$ )	272
5.14 Ratio de Monetización del Pasivo Total del Estado ( $B/S$ )	275
5.15 Conclusiones	276
Apéndice T.5: Tablas de Modelos Univariantes	279
Apéndice G.5: Instrumentos de Identificación y Diagnosis	301
Capítulo 6: Otras Relaciones de Cointegración	315
6.1 Relación Trivariante CI(1,1) entre $\nabla \ln(B/S)$ , $r$ y $\ln Q$	316
6.1.1 Regresiones Estáticas	316
6.1.2 Construcción del Modelo Trivariante Estocástico de $\nabla \ln(B/S)$ , $r$ y $\ln Q$	319
6.2 Relación Trivariante CI(1,1) entre $i$ , $r$ y $\ln(Y/B)$	324
6.2.1 Regresiones Estáticas	324
6.2.2 Construcción del Modelo Trivariante Estocástico de $i$ , $r$ y $\ln(Y/B)$	326
6.3 Conclusiones	330

---

Apéndice T.6: Tablas	335
Apéndice G.6: Instrumentos de Identificación y Diagnósis	347
<b>Capítulo 7: Resumen de Contribuciones y Líneas de Investigación Futura</b>	<b>355</b>
7.1 Conclusiones de los Análisis Univariantes	355
7.1.1 Variables Absolutas	356
7.1.2 Variables Ratio	358
7.2 Conclusiones de los Análisis Multivariantes	358
7.3 Líneas de Investigación Futuras	362
Apéndice A: Datos Estadísticos	365
Referencias Bibliográficas	399

---

## LISTA DE ABREVIATURAS Y SIGLAS

---

<i>acf</i> :	función de autocorrelación simple
ADF:	Contraste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (Dickey y Fuller (1979, 1981))
AR:	Operador Autorregresivo
AR <sub><i>f</i></sub> :	Operador Autorregresivo de frecuencia <i>f</i>
AR(p):	Operador Autorregresivo regular de orden <i>p</i>
AR(P) <sub>4</sub> :	Operador Autorregresivo anual de orden <i>P</i> para datos trimestrales
ARI:	Operador Autorregresivo Integrado
ARMA:	Operador Autorregresivo y de Media Móvil
ARIMA:	Operador Autorregresivo y de Media Móvil Integrado
AST:	Análisis de Series Temporales
<i>ccf</i> :	función de correlación cruzada bidireccional
CI(d,b):	Cointegración de órdenes <i>d</i> , <i>b</i>
<i>d</i> :	número de diferencias regulares
<i>D</i> :	número de diferencias anuales
DCD:	Contraste de <i>Davis</i> , <i>Chen</i> y <i>Dunsmair</i> (Davis et al. (1995, 1996))
EE.UU.:	Estados Unidos de América
E(·):	Esperanza matemática
<i>f</i> :	frecuencia
<i>fa</i> :	factor de amortiguamiento
Fed:	Reserva Federal (traducción literal de <i>Federal Reserve</i> )
FNE:	Factor No Estacionario
FLT:	Función Lineal de Transferencia

---

I(d):	Integrado de orden d
iid:	independiente e idénticamente distribuido
It:	variable de tipo impulso en el año t (con sólo los dos últimos dígitos del año). Por ejemplo, I70 representa un impulso en 1970.
I,i/t:	variable de tipo impulso en el trimestre i del año t (con sólo los dos últimos dígitos del año), donde i = I, II, III ó IV. Por ejemplo, I,III/80 representa un impulso en el tercer trimestre de 1980.
II(d):	Conjuntamente Integradas de orden d
ln:	logaritmo neperiano
MA:	Operador Media Móvil
MA <sub>f</sub> :	Operador Media Móvil de frecuencia f
MA(q):	Operador Media Móvil regular de orden q
MA(Q) <sub>4</sub> :	Operador Media Móvil anual de orden Q para datos trimestrales
MCO:	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MEG:	Modelo de Estacionalidad Generalizada
MVC:	Máxima Verosimilitud Condicionada
MVENC:	Máxima Verosimilitud Exacta No Condicionada
NOP:	“New Operating Procedures”
OCDE:	Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos
<i>pacf</i> :	función de autocorrelación parcial
<i>per</i> :	periodo
PIB:	Producto Interior Bruto
PNB:	Producto Nacional Bruto
r <sub>k</sub> :	coeficiente del retardo k de la <i>acf</i>

---

r.i.:	raíces imaginarias
Rt:	variable de tipo rampa en el año t (con sólo los dos últimos dígitos del año)
R,i/t:	variable de tipo rampa en el trimestre i del año t (con sólo los dos últimos dígitos del año), donde i = I, II, III ó IV.
s:	número de estaciones por año
SF:	Contraste de <i>Shin y Fuller</i> (Shin y Fuller (1998))
s <sub>k</sub> :	coeficiente del retardo k de la <i>pacf</i>
St:	variable de tipo escalón en el año t (con sólo los dos últimos dígitos del año)
S,i/t:	variable de tipo escalón en el trimestre i del año t (con sólo los dos últimos dígitos del año), donde i = I, II, III ó IV.
VAR:	AR Vectorial
VARMA:	ARMA Vectorial
V(·):	Varianza

---

## CAPÍTULO 1: Introducción

---

En esta tesis se presentan los resultados de los análisis empíricos de series anuales y trimestrales de un conjunto de variables macroeconómicas de Estados Unidos (EE.UU.). El objetivo de estos análisis es conocer las propiedades estadísticas de estos datos, especialmente las del equilibrio estadístico a largo plazo en que operan las variables (orden de integración, descomposición de cada serie en partes determinista y estocástica, y propiedades de cointegración), para conseguir una mayor comprensión de la macroeconomía de EE.UU. y, en particular, del fenómeno de la inflación.

La variable conceptual más importante de esta investigación es la inflación. En esta tesis se consideran dos medidas de inflación,  $p$  y  $pc$ , que son las tasas de variación logarítmicas del Deflactor Implícito del PIB ( $P$ ) y del Índice General de Precios al Consumo ( $PC$ ).

Los análisis de las series anuales y trimestrales de  $P$  y  $PC$  en la muestra 1959-1999 (muestra global) revelan que  $p$  y  $pc$  siguen procesos integrados de orden uno ( $p \sim I(1)$  y  $pc \sim I(1)$ ). Estos resultados indican que la Reserva Federal (Fed), en cierto sentido, no controla la inflación.

Se analiza el ratio  $P/PC$ , cuya tasa de variación logarítmica es  $p - pc$ , para evaluar la posibilidad de cointegración  $CI(1,1)$  entre  $p$  y  $pc$ . El diferencial  $p - pc$  parece seguir un proceso estacionario ( $I(0)$ ), lo que implica que, en un sentido,  $p$  y  $pc$  son medidas equivalentes de la inflación en EE.UU. en el periodo 59-99.

Cuando se trabaja con la muestra 59-99, se supone implícitamente que, en esta muestra, no cambia la estructura estocástica de las variables que se analizan. Este supuesto es cuestionable, teniendo en cuenta que se trata de un periodo de 41 años que incluye tres

etapas que parecen claramente diferenciadas en cuanto al modo de operar de la Fed:

(1) 1/59-9/79, en adelante pre-NOP, en que la Fed emplea como objetivo intermedio de política monetaria el Federal Funds Rate (o Tipo de Interés del Mercado Interbancario a Plazo de Un Día,  $R^0$ ), (2) 10/79-9/82, en adelante NOP, en que la Fed pone en marcha lo que se conoce como “New Operating Procedures” y emplea como objetivo intermedio un agregado monetario y (3) 10/82-12/99, en adelante post-NOP, en que la Fed declara estar controlando  $R^0$ .

Es sensato suponer que los cambios en la forma de operar de la Fed pueden influir en la estructura estocástica de  $P$  y  $PC$  y, en consecuencia, en la de  $P/PC$ . Por esta razón, se divide la muestra global en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP y se analiza si la estructura estocástica de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  es diferente entre las submuestras. Estos análisis se realizan con datos trimestrales, porque la insuficiencia de observaciones hace imposible emplear los datos anuales.

Los análisis por submuestras revelan que, aunque los resultados acerca de los órdenes de integración de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  son iguales en las tres submuestras, algunos otros parámetros de sus modelos difieren significativamente entre submuestras. Esto último sugiere concentrar la atención en una muestra más corta y potencialmente más homogénea. Se elige examinar la muestra I/85-IV/99 para los demás análisis con datos trimestrales que se incluyen en esta investigación, por las razones indicadas en la Sección 3.4. De todos modos, puede resultar útil mirar a la muestra anual 59-99, siempre teniendo presente que la probabilidad de cambio estructural en esta muestra es elevada. Por eso, para las demás variables incluidas en esta investigación, se analiza primero la muestra anual 59-99 y después la muestra trimestral I/85-IV/99. Esto permite evaluar si los resultados de integración que se obtienen con datos anuales 59-99 son iguales a los que se obtienen con datos trimestrales

I/85-IV/99.

A continuación se enumeran las demás variables que se incluyen en este estudio.

Se consideran dos tipos de interés,  $R^0$  y el Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años ( $R^{10}$ ). Las series que, de hecho, se analizan se denotan  $r$  e  $i$  y corresponden a la transformación  $\ln(1+(R/100))$ , donde  $R$  es  $R^0$  y  $R^{10}$  respectivamente. Así, los tipos de interés  $r$  e  $i$  están expresados como tipos compuestos de forma continua.

En esta investigación se emplea  $r$  como indicador de política monetaria, lo cual parece justificado por los resultados de otros autores. Rudebusch (1995) encuentra que  $R^0$  y el tipo de interés objetivo,  $\bar{R}^0$ , representado por el punto medio de la banda objetivo que la Fed establece para  $R^0$ , operan en una relación bivalente CI(1,1). En este trabajo Rudebusch emplea datos diarios para los periodos 9/1974-9/1979 y 3/1984-9/1992. Martín y Treadway (1997) y Martín (1998) obtienen este mismo resultado usando datos mensuales 1/1985-12/1995 de  $r$  y  $\bar{r}$ . Estos autores también encuentran que los tipos de interés de mercado de activos (de deuda pública y privada) con plazo de vencimiento de dos años o menos operan en relaciones bivariantes CI(1,1) con  $\bar{r}$ , pero no ocurre lo mismo con los tipos de interés de activos con plazo de vencimiento mayor de dos años. Estos últimos operan en relaciones trivariantes CI(1,1) con  $\bar{r}$  y con cualquier otro tipo de interés con vencimiento mayor de dos años. Esto quiere decir que, en el conjunto de tipos de interés de EE.UU., hay un segundo Factor No Estacionario (FNE), además de  $r$ , que puede ser representado por cualquier tipo de interés de mercado de activos con plazo de vencimiento mayor que dos años. Teniendo en cuenta estos resultados, en esta investigación se incluye  $i$  para tener una cobertura suficientemente completa de los tipos de interés.

Se incluyen las series de Producto Interior Bruto (PIB) real o a precios constantes ( $Q$ )

y de PIB nominal o a precios corrientes ( $Y$ ), lo mismo que la serie de  $P (\equiv Y/Q)$ , porque son variables que se analizan con mucha frecuencia en la literatura. No obstante, es importante tener presente que los métodos que se emplean en los distintos países para obtener los “datos” trimestrales de Contabilidad Nacional son cuestionables en diversos sentidos, tal y como demuestra Cabo (1996) para el caso de España.

Los datos trimestrales de  $Q$  e  $Y$  que se analizan están oficialmente desestacionalizados. No se publican los datos originales. En consecuencia, los datos trimestrales de  $P$  también están (oficialmente) desestacionalizados.

En esta investigación también se incluyen las siguientes variables nominales, que pueden estar relacionadas con la tasa de inflación: (1) Cantidad Nominal de Dinero  $M2$ , (2) Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja, o brevemente Base Monetaria ( $B$ ), que es una medida alternativa de la Cantidad Nominal de Dinero y (3) Valor del Pasivo Total del Estado,  $S$ , medido como la suma de la Base Monetaria No Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja más la Deuda Federal que no está en manos del gobierno ni de bancos federales.

Se analiza la serie de la Base Monetaria una vez extraídos los cambios en el Coeficiente Legal de Caja,  $B$ , porque el Coeficiente Legal de Caja es un componente de la Base Monetaria que no se ajusta literalmente a la definición de dinero de alta potencia o dinero emitido por el estado: el Coeficiente Legal de Caja es una parte de los “activos líquidos” del sector bancario privado que no es líquida efectivamente, sino que está inmovilizada por la Fed. El Coeficiente Legal de Caja lo determina el sector público mediante decisiones de política monetaria, no el sector privado.

Por último, se incluyen los ratios de variables nominales  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ . Estos ratios, junto con  $Q (\equiv Y/P)$ , son todos los ratios que

pueden construirse a partir de las variables nominales consideradas, excepto  $PC$ , que son  $Y$ ,  $P$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ . Los análisis univariantes de los ratios permiten detectar de un modo sencillo relaciones de cointegración bivariantes, entre variables nominales, que no admiten ilusión monetaria a largo plazo. Los análisis de estos ratios, en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99, revelan que  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  operan en relaciones bivariantes  $CI(1,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$ , mientras que  $\nabla \ln S$  no opera en este tipo de relación con ninguna de las otras cuatro variables en tasas de variación.

Para intentar comprender porqué  $\nabla \ln S$  es diferente de las otras tasas ( $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$ ) es suficiente estudiar el diferencial entre una de estas tasas y  $\nabla \ln S$ . Se analiza  $\nabla \ln(B/S) \sim I(1)$ , porque  $B$  es una variable estrechamente relacionada con la política monetaria y  $S$  es una variable de política no monetaria. Se investiga si una o más de las otras variables incluidas en este estudio operan en una relación  $CI(1,1)$  con  $\nabla \ln(B/S)$ , usando los datos trimestrales I/85-IV/99. Se descubre que  $\nabla \ln(B/S)$  opera en una relación trivariante  $CI(1,1)$  con  $r$  y  $\ln Q$ .

Por último, en esta tesis se aborda una cuestión abierta por los trabajos de Martín y Treadway (1997) y Martín (1998). Estos autores encuentran que, en el conjunto de tipos de interés de EE.UU., hay dos y solamente dos FNE. Uno de ellos se identifica con política monetaria ( $r$ ), pero el otro, relacionado con tipos de interés con plazo de vencimiento mayor de dos años, no se identifica con ninguna variable económica en estos trabajos. El resultado de que  $i$  y  $r$  son conjuntamente integrados de orden uno ( $i$  y  $r \sim II(1)$ ), obtenido para los datos trimestrales I/85-IV/99 en esta tesis, es consistente con la conclusión de que hay dos y sólo dos FNE en los tipos de interés. Aquí se investiga una posible relación de cointegración  $CI(1,1)$  en que participen  $i$  con  $r$  y alguna otra variable  $I(1)$ , para intentar descubrir el

segundo FNE. Se encuentra que las variables  $i$ ,  $r$  y la velocidad de circulación de la base monetaria (en logaritmo),  $\ln(Y/B)$ , operan en una relación trivariante CI(1,1). Esto significa que el segundo FNE de los tipos de interés de EE.UU. es la velocidad de la base.

En esta tesis no se construyen modelos multivariantes estocásticos, empleando hipótesis de identificación exacta y de sobreidentificación, que permitirían interpretar de forma bien fundamentada las dos relaciones de cointegración trivariantes CI(1,1) detectadas, en términos de comportamiento económico. La construcción de estos modelos es objeto de una investigación futura. Aun así, estos dos resultados de equilibrio estadístico a largo plazo para la macroeconomía de EE.UU. constituyen una contribución importante de esta investigación. Se trata de dos relaciones empíricas que, hasta donde sé, se presentan por primera vez, y que necesitan ser comprendidas en términos de Teoría Económica. Más adelante se ofrecerán algunas interpretaciones económicas provisionales.

La estructura de este capítulo es la siguiente. En la Sección 1.1 se describen brevemente los métodos de Análisis de Series Temporales empleados en esta investigación. En la Sección 1.2 se resumen las conclusiones principales de esta investigación. En la Sección 1.3 se analiza críticamente la literatura de referencia de esta tesis. En la Sección 1.4 se describe la organización de esta tesis.

## **1.1 Métodos de Análisis de Series Temporales (AST)**

En las Subsecciones 1.1.1 y 1.1.2 se resumen las principales características de los métodos de AST univariantes y multivariantes que se emplean en esta tesis. Difieren en diversos sentidos de los métodos empleados comúnmente en la literatura.

### **1.1.1 Análisis Univariante**

En la Subsecciones 1.1.1.1 y 1.1.1.2 se presentan, respectivamente, cuestiones relacionadas con representación y construcción de modelos univariantes.

### 1.1.1.1 Representación Univariante

En esta tesis se especifica que cada variable  $z_t$ , que es la variable original transformada según la ecuación (2.10) del Capítulo 2, se descompone en un componente  $\xi_t$ , que es la suma de todos los componentes deterministas, y un componente puramente estocástico, que se denota  $N_t$ , es decir,  $z_t \equiv \xi_t + N_t$  (Subsección 2.2.1.2). Así, los componentes deterministas se especifican directamente para el nivel de  $z_t$ . En la Subsección 2.2.2 se presenta una forma de representación univariante, comúnmente empleada en la literatura, en la que los componentes deterministas no se especifican para el nivel de  $z_t$ . En dicha subsección se demuestra que esta representación conduce a modelos que están mal especificados por dos razones: (1) los componentes deterministas que se especifican para el nivel de  $z_t$  no tienen sentido y no son los que el analista pretende especificar y (2) impone restricciones arbitrarias e indeseadas entre los parámetros de las Funciones Lineales de Transferencia (FLT) de los componentes deterministas en  $\xi_t$  y el componente puramente estocástico  $N_t$ .

En esta investigación se emplean representaciones ARMA, en lugar de las representaciones AR puras que caracterizan la gran mayoría de los estudios empíricos publicados. Las representaciones ARMA permiten una parametrización más escueta que las AR puras en muchos casos y menos escueta en ninguno. Además, cuando se emplean representaciones AR puras se ignoran las estructuras MA de autocorrelación que presentan las series sobrediferenciadas y las series que presentan dudas importantes acerca de si están o no sobrediferenciadas.

Para el caso de datos trimestrales se emplea aquí una generalización adicional de representación, el Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG), siguiendo las propuestas

de Gallego (1995) y Gallego y Treadway (1996), que no se emplea en la literatura. El MEG elimina restricciones paramétricas, presentes en el modelo  $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ , que fuerzan una relación no deseable entre tendencia y estacionalidad y que fuerzan que la estacionalidad sea puramente estocástica o puramente determinista en todas las frecuencias estacionales a la vez. El MEG separa tendencia de estacionalidad y admite que la estacionalidad sea estocástica o determinista frecuencia por frecuencia. Los detalles sobre el MEG se presentan en la Subsección 2.2.1.3.4.

### **1.1.1.2 Construcción de Modelos Univariantes**

En esta investigación se emplea un proceso iterativo consciente para la elaboración de modelos univariantes con datos, que se describe detalladamente en la Sección 2.3, que consta de las siguientes etapas: (1) especificación inicial, basada fundamentalmente en los datos, (2) estimación eficiente de los modelos por el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta No Condicionada (MVENC), (3) diagnóstico y, en su caso, (4) reformulación. En los trabajos econométricos publicados los modelos no se construyen siguiendo este proceso iterativo. En estos trabajos la construcción de modelos se reduce a la estimación de modelos y selección según un criterio estadístico numérico, sin emplear más herramientas que los contrastes formales de hipótesis.

En esta tesis las herramientas gráficas se emplean intensivamente en la etapa de especificación de los modelos univariantes, según se expone en la Sección 2.3, lo que contrasta con la práctica econométrica habitual.

Aquí los modelos univariantes se estiman de forma eficiente por MVENC, empleando los resultados de Mauricio (1995, 1996), con unas pocas excepciones que se indican en la Subsección 2.3.5.4, que se estiman por Máxima Verosimilitud Condicionada (MVC) por los motivos que se señalan en dicha subsección. En la mayoría de los trabajos publicados los

modelos se estiman por MVC u otros métodos condicionados. La estimación por MVC es una aproximación de la estimación por MVENC, puesto que la función de verosimilitud condicionada de los modelos no incluye algunos términos que sí están en la función de verosimilitud no condicionada. Esto es así incluso en el caso de modelos sencillos como los AR puros. Además, cuando se estima un modelo AR(p) por un método condicionado, las  $p$  primeras observaciones de la muestra se tratan como números fijos en lugar de aleatorios y los gráficos de residuos no presentan los  $p$  primeros valores. Esto significa que no es fácil detectar incidentes anómalos en las  $p$  primeras observaciones, aunque éstos puedan distorsionar las herramientas de especificación o influir en los parámetros estimados del modelo, lo cual es especialmente importante cuando se trabaja con muestras que no son muy largas.

En esta tesis se emplean las siguientes herramientas para hacer diagnóstico (estadística) de los modelos univariantes: (1) gráfico de residuos, (2) gráficos de la función de autocorrelación simple (*acf*) residual y de la función de autocorrelación parcial (*pacf*) residual, (3) media muestral de los residuos con su desviación típica estimada y (4) estadístico Q de Ljung y Box (1978). En la Sección 2.3 se explica cómo se emplean estas herramientas de diagnóstico. Los trabajos en la literatura econométrica únicamente emplean contrastes formales de hipótesis de especificación para hacer diagnóstico de los modelos. Esto puede ocultar la evidencia de que la especificación de los modelos no es adecuada: en la práctica es frecuente que las *acf/pacf* de los residuos indiquen mala especificación, aun cuando los contrastes de especificación, como el contraste Q de Ljung y Box (1978), indiquen lo contrario, y viceversa. En otras ocasiones, los gráficos de *acf/pacf* y el estadístico Q de Ljung y Box (1978) no muestran evidencia de que un modelo no es estadísticamente adecuado, pero sí el gráfico de residuos. Por eso es importante utilizar

gráficos en la etapa de diagnóstico.

En esta tesis los contrastes formales de hipótesis se aplican solamente en modelos escuetamente parametrizados, excepto por los parámetros sujetos al contraste, y también estadísticamente adecuados y eficientemente estimados. Además, en la práctica, el resultado del contraste debe ser contundente para implantar una restricción paramétrica o tomar una decisión de especificación, porque los niveles de confianza se tratan como guías y no como reglas rígidas. Los trabajos en la literatura no suelen preocuparse por parametrizar escuetamente. En estos trabajos, los contrastes formales de hipótesis generalmente se aplican en modelos que están sobreparametrizados, que no están eficientemente estimados, ni son estadísticamente adecuados. Además, en estos trabajos los valores críticos de los contrastes para los niveles de confianza convencionales se emplean de forma muy rígida.

Para contrastar hipótesis relacionadas con el orden de integración, aquí se emplean dos tipos de contraste: (1) el de no estacionariedad de un operador AR(1) con parámetro positivo propuesto por Shin y Fuller (1998), en adelante SF y (2) el de no invertibilidad de operadores MA propuesto por Davis *et al.* (1995, 1996), en adelante DCD. Estos dos contrastes, que se basan en estadísticos de razones de verosimilitudes no condicionadas, parecen ser superiores en tamaño y potencia a los contrastes alternativos disponibles para esta clase de hipótesis. Además, la gran mayoría de los contrastes alternativos están basados en criterios de estimación condicionados, por lo que están sujetos a las limitaciones indicadas tres párrafos más arriba.

Aquí, además, para evaluar los órdenes de integración de las variables, se integra el análisis univariante de cada variable con el empleo del requisito de compatibilidad de los órdenes de integración de variables ligadas por una identidad lineal. Los órdenes de integración de tres variables ligadas por una identidad lineal tienen que ser iguales, o los de

dos de ellas tienen que ser iguales y el de la tercera menor (cointegración). Se utilizan los resultados claros, en cuanto al orden de integración, obtenidos mediante análisis univariantes, junto con condiciones de compatibilidad, para aclarar los órdenes de integración de las variables para las cuales sus análisis univariantes no proporcionan resultados de integración claros.

En esta investigación se emplean los gráficos de datos para detectar posibles incidentes anómalos en los datos, lo que casi nunca se hace en los trabajos econométricos publicados. Por otro lado, aquí se realiza una búsqueda exhaustiva de información extramuestral que justifique, de manera plausible, como “contaminación”, algunos o todos los incidentes anómalos detectados. Posteriormente se evalúa la influencia de los parámetros de intervención no justificados por información extramuestral, en la decisión acerca del orden de integración y en los parámetros estimados del modelo (Subsección 2.3.6). Los autores de los trabajos empíricos publicados casi nunca mencionan información extramuestral ni evalúan la influencia de los incidentes anómalos. Muchos de ellos ni siquiera mencionan la presencia de incidentes anómalos en los datos que analizan.

### **1.1.2 Análisis Multivariante**

En las Subsecciones 1.1.2.1 y 1.1.2.2 se resumen, respectivamente, cuestiones relacionadas con representación y construcción de modelos multivariantes.

#### **1.1.2.1 Representación Multivariante**

La forma más general de representación multivariante que se emplea aquí es la ARMA(p,q) multivariante, estacionaria, invertible y gaussiana. Se formula para variables que: (1) están definidas como desviaciones de componentes deterministas y (2) pueden estar diferenciadas, o ser combinaciones lineales contemporáneas de otras variables en el caso en que algunas variables del modelo estén cointegradas. Véase la Subsección 2.4.1. La mayoría

de los trabajos publicados suponen estructuras vectoriales AR puras (VAR). En la Subsección 1.1.1.1 se señalan, para el caso univariante, los inconvenientes de no admitir estructura MA. Los mismos argumentos son relevantes en el caso multivariante.

En esta investigación los términos deterministas se especifican directamente para los niveles de las variables (Subsección 2.4.1). Al igual que ocurre en el caso univariante, es frecuente en la literatura econométrica el uso de representaciones multivariantes en las que los términos deterministas no se especifican directamente para los niveles de las variables. Estas representaciones conducen a modelos empíricos mal especificados. Véase la Subsección 2.4.2.1.

También se emplean en muchos trabajos publicados, modelos dinámicos uniecuacionales como los que se presentan en la Subsección 2.4.2.2, que incluyen, como variables explicativas, valores retardados de la variable dependiente. En dicha subsección se exponen los fallos serios de especificación que imponen estos modelos.

En esta tesis, para elaborar modelos multivariantes en los que algunas variables están ligadas por relaciones  $CI(1,1)$ , se emplea la representación propuesta por Phillips (1991, Ecuaciones (1) y (2) de la p. 286), que es equivalente a la representación triangular en forma de modelo de corrección de error que Phillips (1991) presenta en la Ecuación (3). No se utiliza la representación en forma de modelo de corrección de error de Engle y Granger (1987), que es la más utilizada en la literatura econométrica. La razón es que Phillips (1991) demuestra que, si se estima por máxima verosimilitud el modelo que propone en las Ecuaciones (1) y (2), los contrastes de hipótesis sobre los coeficientes de cointegración pueden llevarse a cabo mediante inferencia estándar, lo que no ocurre con los estimadores propuestos por Engle y Granger (1987).

### 1.1.2.2 Construcción de Modelos Multivariantes

En esta investigación, antes de construir un modelo multivariante con datos, se realizan dos tareas. La primera consiste en hacer análisis univariantes de las variables que van a incluirse en el modelo multivariante, con los siguientes objetivos: (1) obtener una caracterización inicial de los datos (transformación no lineal contemporánea de Box y Cox (1964), orden de integración, estructura ARMA estacionaria, propiedades de estacionalidad y fecha, tipo y tamaño de los incidentes anómalos) y (2) obtener una regla de medida con la que comparar modelos más complejos. La segunda tarea consiste en buscar, de forma sistemática, cointegración entre las variables.

A diferencia de esta investigación, la mayoría de los estudios en la literatura ignoran estas dos tareas como pasos previos al análisis de relaciones, lo que conduce a una gran confusión entre relaciones de equilibrio estadístico a largo plazo y otro tipo de relaciones, incluso espúreas.

En esta investigación se emplean dos métodos para buscar relaciones de cointegración. Por un lado, los análisis univariantes de ratios de variables nominales permiten detectar relaciones de cointegración bivariantes entre estas variables que son comprensibles en términos de Teoría Económica. El otro método consiste en estimar (por MCO) regresiones estáticas entre variables  $I(1)$  y evaluar la estacionariedad de sus residuos. Las diferencias entre este último método y el propuesto por Engle y Granger (1987) son las diferencias entre los métodos cuidadosos de análisis univariante que se emplean en esta tesis y los métodos que se emplean comúnmente en la literatura econométrica, que son cuestionables por las razones expuestas en la Subsección 1.1.1.

En esta tesis, a diferencia de lo que se encuentra en la literatura, se emplea un proceso iterativo consciente para la elaboración de modelos multivariantes con datos, con las etapas

indicadas en el primer párrafo de la Subsección 1.1.1.2.

Aquí los modelos multivariantes se especifican en función de las propiedades estadísticas de los datos, empleando los gráficos y estadísticos que se indican en la Subsección 2.5.1. En la mayoría de los trabajos econométricos publicados se emplean especificaciones a priori de modelos de relación, que están basadas en teorías e ignoran los datos casi por completo.

Aquí todos los modelos multivariantes se estiman por MVENC, mientras que en la literatura generalmente se estiman por métodos condicionados. Las desventajas de emplear métodos de estimación condicionados en el caso multivariante son las mismas señaladas para el caso univariante en la Subsección 1.1.1.2.

Las cuestiones acerca de diagnosis y contrastes formales de hipótesis, señaladas en la Subsección 1.1.1.2, se aplican también en el caso de los modelos multivariantes. Los detalles de cómo se realiza la diagnosis de modelos multivariantes en esta investigación se presentan en la Subsección 2.5.3.

## **1.2 Conclusiones de Esta Investigación**

A continuación se resumen las conclusiones principales de esta investigación. Las más relevantes se refieren a las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo en que operan las variables analizadas. Muchas de estas variables no se analizan nunca o casi nunca en la literatura. Este es el caso de  $S$  y de la mayoría de los ratios de variables nominales. Para las demás variables consideradas en esta tesis, los resultados de integración que se obtienen difieren de los que se encuentran (o suponen) comúnmente en la literatura.

Los análisis de  $P$  y  $PC$  revelan que las series anuales 59-99 de estas variables (en logaritmo) y las series trimestrales correspondientes en la muestra I/59-IV/99 y en las submuestras analizadas, siguen procesos  $I(2)$ . En consecuencia, las medidas de inflación

consideradas,  $p$  ( $\equiv \nabla \ln P$ ) y  $pc$  ( $\equiv \nabla \ln PC$ ), siguen procesos  $I(1)$  en estas muestras, lo que significa que la Fed no controla la tasa de inflación en el sentido de conseguir que sea estacionaria.

El resultado  $p - pc \sim I(0)$  implica que hay un solo componente  $I(1)$  en  $p$  y  $pc$ , una sola tasa de inflación.

Los resultados de los análisis de los datos trimestrales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  divididos en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP (Subsecciones 3.3.1-3.3.4), aconsejan trabajar con una muestra más corta y reciente y, probablemente, más homogénea que la muestra I/59-IV/99. Se analiza la muestra I/85-IV/99.

Se detecta un cambio en la varianza de las innovaciones de  $\ln PC$  (ó  $pc$ ) en I/91, que supone un cambio no lineal en la unidad de medida de  $PC$  y, en consecuencia, supone que los datos de  $PC$  (ó  $pc$ ) anteriores a I/91 no son comparables con los posteriores a esta fecha (Sección 3.4). Este cambio estructural importante en  $PC$ , que no se observa en  $P$ , unido al resultado de que  $p - pc \sim I(0)$ , justifica que se emplee  $p$ , en lugar de  $pc$ , como medida de la tasa de inflación en los análisis de los Capítulos 4-6.

Los análisis que se presentan en esta tesis revelan que los órdenes de integración de todas las variables analizadas son iguales en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99 y que: (1) las variables absolutas reales,  $Q$  (en logaritmo),  $r$  e  $i$ , siguen procesos  $I(1)$ , (2) las variables absolutas nominales ( $Y$ ,  $P$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ ) en logaritmo siguen procesos  $I(2)$  y (3) los ratios en logaritmo de las variables nominales que no incluyen  $S$  siguen procesos  $I(1)$  y los que incluyen  $S$  siguen procesos  $I(2)$ . Este último resultado implica que  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  operan en relaciones bivariantes  $CI(1,1)$  con coeficientes (1,-1), pero no  $\nabla \ln S$ . Es decir, se encuentra en  $\nabla \ln S$  un FNE que no está

presente en  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  ó  $\nabla \ln B$ . Hay, en este sentido, dos tasas de “inflación” en el sistema.

Los análisis de relaciones, con datos trimestrales I/85-IV/99, que se presentan en el Capítulo 6 revelan dos relaciones de cointegración CI(1,1) adicionales. En la primera participan las variables  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  y en la segunda participan las variables  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ . En el Capítulo 6 se sugieren interpretaciones económicas posibles de estas dos relaciones de cointegración.

### 1.3 Literatura de Referencia

Existe una literatura amplia relacionada con esta investigación, puesto que aquí se estudian numerosas variables macroeconómicas importantes de EE.UU., que es el país más analizado en la literatura macroeconómica en general. En esta tesis la atención se centra en las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo de las variables que se consideran. La mayoría de los trabajos en Macroeconomía, teóricos y empíricos, suponen o encuentran órdenes de integración para estas variables que no coinciden con los que se obtienen en esta tesis.

En la Subsección 1.3.1 se repasan algunas creencias, muy arraigadas en el pensamiento económico, acerca de las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo de las variables macroeconómicas, y se comentan las implicaciones de estas creencias.

En la Subsección 1.3.2 se analiza una muestra representativa de una literatura empírica, originada a partir del trabajo de Nelson y Plosser (1982), cuyo objetivo es estudiar el orden de integración de series temporales de diferentes variables macroeconómicas de EE.UU. Muchas otras referencias de trabajos con las mismas características, publicados antes de 1994, se pueden encontrar en la bibliografía de Stock (1994). Referencias más recientes se encuentran, p. e., en la bibliografía del trabajo de Murray y Nelson (2000). Estos

trabajos analizan, con métodos de análisis univariante, una o varias variables, pero no estudian relaciones entre distintas variables.

Existen numerosos trabajos que analizan relaciones entre algunas de las variables incluidas en este estudio. Una muestra representativa de estos trabajos se analiza críticamente en la Subsección 1.3.3.

### **1.3.1 Creencias Comunes en el Pensamiento Económico acerca de las Propiedades de Equilibrio a Largo Plazo de Variables Macroeconómicas**

Una creencia arraigada entre los macroeconomistas es que los componentes estocásticos de las variables siguen procesos  $I(0)$  y que, en consecuencia, los efectos de innovaciones no son permanentes sino transitorios. Es decir, se supone comúnmente que toda tendencia es determinista. Esta creencia es la que fundamenta la práctica conocida como “eliminación de tendencia” (*detrending*), por medio de la regresión de una variable sobre el índice temporal  $t$  como regresor, muy común en el pasado de la Econometría y demasiado común hoy en día.

Por ejemplo, muchos modelos macroeconómicos que se encuentran en la literatura suponen que el PIB (PNB) real, brevemente  $Q(QN)$ , sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal  $(\eta_0 + \eta_1 t)$ . Fuhrer y Moore (1995), p.e., proponen un modelo teórico para el PIB real per cápita de EE.UU., suponiendo que sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista.

Los análisis de  $Q$  en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99, que se presentan en esta tesis, indican claramente que esta serie (en logaritmo) sigue un proceso  $I(1)$  y que, en consecuencia, presenta un componente de tendencia estocástica, además de un componente de tendencia determinista lineal. Además, análisis univariantes, todavía sin publicar, de series anuales de  $\ln Q$  de otros 22 países de la OCDE, realizados por

la autora y dos colaboradores, indican que ninguna de estas series sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista y que muchas de ellas siguen procesos  $I(2)$ . En consecuencia, las conclusiones de trabajos teóricos que suponen que  $Q(QN)$  es  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista son muy discutibles. También lo son las conclusiones de estudios empíricos que, suponiendo que  $Q(QN)$  es  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista, analizan relaciones entre  $Q(QN)$  y otras variables.

Un supuesto muy común en Macroeconomía es que la tasa de inflación sigue un proceso  $I(0)$ . Por ejemplo, Clarida *et al.* (1999) parecen suponerlo, puesto que, en el modelo que proponen, la tasa de inflación está expresada en desviaciones con respecto a su nivel de largo plazo (p. 1665). Este valor de largo plazo no existe, a menos que la inflación siga un proceso  $I(0)$ . Además, hay trabajos empíricos, como Clarida *et al.* (2000), en que se supone explícitamente, sin realizar ningún análisis, que la tasa de inflación es  $I(0)$ .

Los análisis de las medidas de inflación,  $p$  y  $pc$ , que se presentan en esta tesis, indican claramente que estas dos series siguen procesos  $I(1)$  en los periodos analizados. Los análisis univariantes (sin publicar) de series anuales de  $p$  de 22 países de la OCDE, distintos de EE.UU., revelan que estas series también siguen procesos  $I(1)$ .

Otro supuesto común es que los tipos de interés siguen procesos  $I(0)$ . Por ejemplo, Bernanke y Blinder (1992) suponen que  $R^0, R^{10} \sim I(0)$ , sin analizar estas series, y Clarida *et al.* (2000) suponen que  $R^0 \sim I(0)$ , también sin análisis. Pero los análisis que se presentan en esta tesis indican claramente que  $r$  e  $i$  siguen procesos  $I(1)$ .

En muchos trabajos se supone que los agregados monetarios, incluida la base monetaria, siguen procesos  $I(1)$ . Por ejemplo, Engle y Granger (1987) suponen, sin hacer análisis, que  $\ln M1, \ln M2, \ln M3$  y los activos líquidos totales (en logaritmo) siguen procesos

I(1), y Bernanke y Blinder (1992) suponen que  $\ln M1$ ,  $\ln M2 \sim I(1)$ . Los análisis que se presentan aquí indican claramente que  $\ln M2$  y  $\ln B$  siguen procesos I(2).

En esta subsección se mencionan algunos ejemplos de trabajos en la literatura, que son recientes o frecuentemente citados, que, sin hacer ningún análisis de datos, suponen órdenes de integración para variables macroeconómicas importantes que no se corresponden con los que se obtienen en esta investigación. Pero hay una gran cantidad de trabajos publicados con estas mismas características. Esto pone de manifiesto que, entre los economistas, hay un desconocimiento importante acerca de las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo de estas variables. Esta tesis contribuye a mejorar el conocimiento de estas propiedades por medio de análisis rigurosos de datos.

### **1.3.2 Trabajos Empíricos que Estudian el Orden de Integración de Variables Macroeconómicas de EE.UU.**

Nelson y Plosser (1982) no han sido los primeros autores que han estudiado el orden de integración de series temporales macroeconómicas. Sin ir más lejos, Nelson (1972) estudia esta cuestión entre otras. Desde la publicación en 1970 de la primera edición de Box *et al.* (1994), autores en muchas disciplinas científicas evaluaron el orden de integración de sus series. Sin embargo, el trabajo de Nelson y Plosser (1982) tuvo un gran impacto en la literatura econométrica y originó, en esta literatura, un debate, que hoy en día sigue abierto, sobre el orden de integración de las series macroeconómicas.

Algunos autores parecen encontrar evidencia de que diferentes series macroeconómicas siguen procesos I(0) alrededor de una tendencia determinista. Por ejemplo, Perron (1989) obtiene este resultado para numerosas series macroeconómicas de EE.UU. y Diebold y Senhadji (1996) obtienen este resultado para series de PNB real, agregado y per cápita, de EE.UU.

Por otro lado, hay autores, incluidos Nelson y Plosser (1982), que parecen encontrar evidencia de que las mismas series macroeconómicas siguen procesos  $I(1)$  y, en consecuencia, presentan un componente de tendencia estocástica, no solamente un componente de tendencia determinista.

Por último, hay autores, como Christiano y Eichenbaum (1990) y Rudebusch (1992), que parecen encontrar que no se puede discriminar empíricamente entre  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista e  $I(1)$ .

En esta tesis se estudian algunas variables iguales, y otras muy semejantes, a las que se analizan en el trabajo de Nelson y Plosser (1982) y los trabajos que lo han seguido, aunque en muestras diferentes. Resulta sorprendente que, para las series analizadas en esta investigación, no hay dudas acerca de su orden de integración, a pesar del debate abierto acerca de esta cuestión, en la literatura econométrica, desde hace más de 20 años. Todavía es más sorprendente que los análisis que se presentan en esta tesis indican que algunas de estas series, las correspondientes a las variables nominales, siguen procesos  $I(2)$ , que es una posibilidad que ni siquiera admiten la mayoría de los autores que han participado en este debate.

Los análisis univariantes presentados en esta tesis revelan que ninguna de las series consideradas aquí sigue, en nivel, un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista.

En las Subsecciones 1.3.2.1-1.3.2.3 se analiza un conjunto de trabajos representativos de la literatura econométrica surgida a partir del artículo de Nelson y Plosser (1982). Los trabajos se comparan con esta investigación atendiendo a tres dimensiones: (1) cobertura de datos que analizan, (2) métodos de análisis univariante que emplean y (3) conclusiones acerca de los órdenes de integración que obtienen. La Tabla 1.1 del Apéndice T.1 contiene información acerca de los datos que estos trabajos analizan. La Tabla 1.2 presenta los

contrastes formales de hipótesis relacionadas con el orden de integración que utilizan y la Tabla 1.3 presenta un resumen de sus conclusiones.

### 1.3.2.1 Cobertura de Datos

Todos los trabajos incluidos en la Tabla 1.1, excepto esta investigación, evalúan si las series que analizan siguen procesos  $I(1)$  ó  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal (o simplemente  $I(0)$  en los casos de Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001)). Cuatro de estos trabajos analizan casi los mismos datos que Nelson y Plosser (1982), al igual que otros muchos estudios publicados. Es llamativo que trabajos recientes, como el de Perron (1997), analicen estos datos, porque la calidad de los mismos es muy dudosa, y porque las muestras terminan en 1970, lo que implica que el interés de analizar estos datos es muy escaso.

Los trabajos de la Tabla 1.1 son todos empíricos, pero algunos autores no parecen dar mucha importancia a los datos que analizan, a la vista de la escasa información que ofrecen sobre los mismos. Por ejemplo, Nelson y Plosser (1982) no indican la definición exacta de casi la mitad de las series que analizan (*Industrial Production, Money Stock, Consumer Prices, Velocity of Money, Bond Yield y Common Stock Prices*). Esta práctica no facilita la replicación de los resultados de integración obtenidos para estas series por Nelson y Plosser (1982), ni su comparación con los resultados obtenidos por otros investigadores. Los trabajos posteriores que analizan los mismos datos que Nelson y Plosser (Tabla 1.1), no añaden información adicional sobre la definición de estas series. Por otro lado, Culver y Papell (1997) no indican si los datos mensuales de *PC* que analizan están ajustados estacionalmente o no. Además, hay autores que ni siquiera mencionan la fuente de los datos que emplean (Tabla 1.1).

En cuanto a cobertura de variables, los autores que estudian los mismos datos que Nelson y Plosser (1982), analizan un número mayor de variables absolutas que las que se

analizan en esta tesis. Aquí no se consideran, p.e., variables de demografía económica o índices de cotización en bolsa. Pero se analizan algunas variables absolutas que no están incluidas en los otros trabajos, como  $r$ ,  $B$  y  $S$ .

En esta tesis se realizan análisis univariantes de las diez variables reales que se definen como ratios de las variables nominales analizadas ( $Y$ ,  $P$ ,  $M2$ ,  $B$ ,  $S$ ) y de  $P/PC$ . Estos análisis revelan numerosos resultados de cointegración bivalente entre las variables nominales, que constituyen una contribución muy importante de esta investigación. Los trabajos que analizan los mismos datos de Nelson y Plosser (1982) estudian una sola variable real definida como el ratio de variables nominales, *Velocity of Money* o velocidad de circulación del dinero. La definición exacta de esta serie no se indica, pero se trata del ratio entre el PIB (o el PNB) nominal y algún agregado monetario. El resto de los trabajos de la Tabla 1.1 no analizan ninguna variable real que esté definida como un ratio de variables nominales.

En esta tesis se analiza la muestra anual 59-99 de todas las variables incluidas en el estudio. También se analiza, para cada variable, la muestra trimestral I/85-IV/99, lo que permite evaluar, en cierto sentido, la posibilidad de cambio estructural en la muestra 59-99 para todas las variables. En muchos trabajos, incluidos Nelson y Plosser (1982), Christiano y Eichenbaum (1990), Rudebusch (1992), Diebold y Senhadji (1996) y Lee y Wu (2001), no se tiene en cuenta la posibilidad de cambio estructural en las muestras analizadas. Esto es así a pesar de que, con la excepción de Christiano y Eichenbaum (1990) y Lee y Wu (2001), los trabajos mencionados analizan muestras muy largas, que incluyen la Gran Depresión de 1929 y las dos Guerras Mundiales. También incluyen datos anteriores a 1929, el primer año para el cual existen hoy datos oficiales de Contabilidad Nacional de EE.UU., por lo que la calidad de los datos anteriores a esta fecha es bien cuestionable.

Como ejemplo, en el Apéndice G.1 se presentan los gráficos de los niveles y de las primeras y segundas diferencias de la serie de  $\ln QN$ , del PNB nominal en logaritmo ( $\ln YN$ ) y del deflactor del PNB en logaritmo ( $\ln PN$ ), analizadas en Nelson y Plosser (1982) y muchos trabajos posteriores. En la serie  $\nabla \ln PN$  se observa un incidente anómalo muy importante en 1916-1921, que corresponde a la Primera Guerra Mundial y sus secuelas. Este incidente ni siquiera se menciona en ningún trabajo de los que analizan esta serie, pero es poco sensato pensar que las observaciones en 1916-1921 han sido generadas por el mismo proceso estocástico que las demás observaciones en la muestra. Además, se aprecia claramente que las desviaciones típicas de los datos de  $\nabla \ln PN$  y  $\nabla^2 \ln PN$  en los últimos 15 años de la muestra son mucho menores que en el resto. Esto último también se ve en las series de  $\nabla \ln QN$  y  $\nabla \ln YN$ , aunque en menor medida. Suponer, en un análisis de datos, que la estructura estocástica de  $\ln PN$  es la misma en la muestra 1889-1970 sin, ni siquiera, tratar los incidentes anómalos más importantes que presenta la serie, no parece buena práctica. Puede llevar a infradiferenciación, es decir, a la conclusión de  $I(0)$  ó  $I(1)$  cuando la serie es  $I(2)$ . Lo mismo sucede con otras series analizadas por Nelson y Plosser (1982).

### 1.3.2.2 Métodos de Análisis Univariante

A continuación se comparan los métodos de análisis univariante que se emplean en esta investigación, que se presentan en la Sección 1.1 de este capítulo y, más detalladamente, en el Capítulo 2, con los de estudios empíricos que evalúan el orden de integración de series macroeconómicas, en particular los trabajos incluidos en la Tabla 1.1.

En la Subsección 2.2.2 se explica porqué las representaciones univariantes que se emplean en muchos trabajos publicados conducen a modelos mal especificados. Este tipo de representaciones son utilizadas por Perron (1989), Zivot y Andrews (1992), Perron (1997) y Murray y Nelson (2000).

En la literatura que se analiza en esta sección, la forma más general de representación univariante que se utiliza es  $ARIMA(p,d,q)$ , aunque en la mayoría de los estudios se emplean formas AR puras. Los únicos trabajos en que se admite estructura MA, a parte de esta investigación, son Christiano y Eichenbaum (1990) y Culver y Papell (1997). En la Subsección 1.1.1.1 se indican cuáles son los problemas que plantea el empleo de representaciones AR puras.

En ningún trabajo de los que se presentan en la Tabla 1.1, excepto esta tesis (Sección 2.3), se emplea un proceso iterativo consciente, en varias etapas, para construir modelos. Sus autores no emplean, en la construcción de modelos, ninguna de las herramientas y procedimientos más básicos que se utilizan aquí, aun cuando se recomendaron en la 1ª edición (1970) de Box *et al.* (1994).

En esta tesis los materiales gráficos juegan un papel fundamental en la especificación de los modelos (Sección 2.3). Se emplean, para cada variable, los gráficos de datos y de *acf/pacf* de la serie en nivel y con diferentes órdenes de diferenciación regular y anual. En los demás trabajos citados los materiales gráficos se ignoran por completo. Aparte de esta investigación, sólo Zivot y Andrews (1992) incluyen gráficos de datos de todas las series que analizan, y ellos solamente presentan gráficos de datos de sus series en nivel. En ningún caso se presentan gráficos de *acf* o *pacf* de las series. Resulta llamativo que en ninguno de estos estudios se presenten los gráficos de datos y de *acf/pacf* de los niveles y de las primeras diferencias de las series que se analizan, dado que su objetivo es evaluar si estas series siguen procesos  $I(1)$  ó  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal (o simplemente  $I(0)$ ). Saltan lo elemental.

En esta tesis los modelos se estiman eficientemente por MVENC con muy pocas excepciones. A parte de esta investigación, sólo Christiano y Eichenbaum (1990) estiman

por MVENC. En los demás trabajos incluidos en la Tabla 1.1, y en la mayoría de los estudios publicados, los modelos se estiman por métodos condicionados, a pesar de los inconvenientes que el uso de estos métodos plantea (Subsección 1.1.1.2).

En los trabajos incluidos en la Tabla 1.1, excepto esta investigación, no se presentan, ni parecen emplearse, herramientas gráficas de diagnóstico. Ni siquiera se presentan o comentan los resultados de contrastes formales de hipótesis de especificación. Por eso no es posible evaluar si los modelos construidos en estos trabajos son estadísticamente adecuados y, en consecuencia, si las conclusiones de los contrastes formales de hipótesis que emplean, incluidas las hipótesis acerca del orden de integración, son fiables.

Con las excepciones de esta investigación, Rudebusch (1992) y Diebold y Senhadji (1996), los trabajos incluidos en la Tabla 1.1 no presentan todos los parámetros estimados de los modelos con sus desviaciones típicas estimadas, ni las correlaciones entre parámetros estimados. Esto impide evaluar si los modelos están sobreparametrizados, en cuyo caso, tampoco serían fiables los resultados de los contrastes formales de hipótesis que aplican.

En la Tabla 1.2 se indican los contrastes de hipótesis relacionadas con el orden de integración que se emplean en cada trabajo. Todos los contrastes, excepto el propuesto por Christiano y Eichenbaum (1990) y los contrastes SF y DCD empleados en esta investigación, están basados en métodos de estimación condicionados, con las limitaciones señaladas en la Subsección 1.1.1.2. Estos contrastes suponen estructuras AR puras, con las excepciones del de Christiano y Eichenbaum (1990), del contraste propuesto por Kwiatkowski *et al.*(1992), que emplean Culver y Papell (1997) y de los contrastes SF y DCD.

Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001) aplican contrastes univariantes de no estacionariedad y también contrastes de no estacionariedad de datos de panel, para analizar el

orden de integración de las tasas de inflación medidas de 13 países de la OCDE. El contraste de datos de panel que emplean Culver y Papell (1997) impone restricciones sobre la estructura de las tasas de inflación de los diferentes países, que no se contrastan en ningún momento, y que pueden influir en los resultados de integración que se obtienen con este contraste.

En los trabajos incluidos la Tabla 1.1, con la excepción de esta investigación y Perron (1989), no se emplean los gráficos de datos para buscar posibles incidentes anómalos. En los trabajos de Nelson y Plosser (1982), Christiano y Eichenbaum (1990), Diebold y Senhadji (1996) y Lee y Wu (2001), ni siquiera se menciona la presencia de incidentes anómalos en los datos, probablemente porque sus autores no han mirado a los gráficos de datos para poder detectarlos. En ningún trabajo de la Tabla 1.1, aparte de esta tesis, se menciona información extramuestral ni se evalúa la influencia de los incidentes anómalos en los resultados de integración que se obtienen.

### **1.3.2.3 Conclusiones acerca del Orden de Integración**

Las conclusiones de esta investigación se presentan, de forma resumida, en la Sección 1.2 y más detalladamente en el Capítulo 7. A continuación se comparan las conclusiones de integración de los trabajos analizados en esta sección con las que se obtienen en esta tesis (Tabla 1.3).

La conclusión de  $I(2)$ , obtenida en esta tesis claramente para todas las variables nominales, no se obtiene en ningún otro trabajo citado en esta sección, ni en la mayoría de los trabajos publicados. Esto no es sorprendente, puesto que, en general, estos trabajos ni siquiera admiten la posibilidad de que las series en nivel sigan procesos  $I(2)$ . Es verdad que algunas variables nominales analizadas en otros trabajos no coinciden exactamente con las que se incluyen en esta tesis. Por ejemplo, Nelson y Plosser (y trabajos posteriores) analizan

el PNB nominal ( $YN$ ) y el Deflactor Implícito del PNB ( $PN$ ), mientras que aquí se analiza el PIB nominal ( $Y$ ) y el Deflactor Implícito del PIB ( $P$ ). Sin embargo, los resultados de  $I(2)$ , obtenidos aquí para las variables nominales en nivel, indican que no se puede descartar de antemano la posibilidad de  $I(2)$ .

De los trabajos analizados en esta sección, los únicos que admiten la posibilidad de que la tasa de inflación (medida) no sea  $I(0)$ , aparte de esta investigación, son los de Culver y Papell (1997) y Lee y Wu (2001), y los dos parecen encontrar evidencia de que es  $I(0)$ . Estos resultados no son consistentes con el resultado de  $I(1)$  que se obtiene en esta tesis para  $p$  y  $pc$  en las distintas muestras analizadas. Tampoco son consistentes con los resultados obtenidos por Brajín (2004) para las series trimestrales en la muestra I/85-IV/99 de las tasas de variación logarítmicas del IPC del Reino Unido, República Federal Alemana, Suiza, Japón y Francia. Brajín (2004) presenta evidencia de que estas cinco series siguen procesos  $I(1)$ .

Diferentes autores, como Bernanke y Mishkin (1997), consideran que el objetivo a largo plazo de la política monetaria debe ser reducir la tasa de inflación a un nivel suficientemente bajo. Los resultados  $p, pc \sim I(1)$  obtenidos en esta tesis, indican que, en los periodos analizados, éste no ha sido el único objetivo a largo plazo de la Fed, o si lo ha sido, no ha conseguido alcanzarlo. Si el único objetivo a largo plazo de la Fed fuera reducir la inflación a un nivel bajo, y consiguiera alcanzarlo, la tasa de inflación medida seguiría un proceso  $I(0)$  alrededor del valor objetivo (constante) fijado por la Fed para la tasa de inflación.

Los resultados de los diferentes trabajos en cuanto al orden de integración del producto agregado real de EE.UU., medido como  $Q$  o  $QN$ , son muy dispares. Esto es así incluso en el caso de trabajos que analizan la misma variable en la misma muestra y usan contrastes de no estacionariedad muy semejantes, como Perron (1989) y Zivot y

Andrews (1992). Los análisis de  $\ln Q$  en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99, presentados en esta tesis, revelan que  $\ln Q \sim I(1)$  sin lugar a dudas.

Todos los trabajos que analizan los datos de Nelson y Plosser encuentran que la serie de *Bond Yield*,  $R^B$ , sigue un proceso  $I(1)$ , que es consistente con los resultados acerca del orden de integración que se obtienen en esta tesis para las series  $r$  e  $i$ .

Un resultado común a varios trabajos es que la serie de *Velocity of Money* sigue un proceso  $I(1)$ , que es consistente con los resultados  $\ln(Y/B) \sim I(1)$  y  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$  obtenidos en esta tesis. En esta investigación el resultado  $I(1)$  obtenido para estos ratios implica que las variables nominales que los componen, que siguen procesos  $I(2)$ , operan en relaciones bivariantes  $CI(2,1)$ . En los demás casos, el resultado de que el ratio *Velocity of Money* es  $I(1)$  no implica que haya cointegración entre las variables nominales que lo componen, porque sus autores también parecen encontrar que estas variables nominales son  $I(1)$ .

Hay autores, como Christiano y Eichenbaum (1990) y Rudebusch (1992), que creen encontrar evidencia de que no es posible discriminar empíricamente si las series que analizan son  $I(1)$  ó  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal. Por eso, en las filas de la Tabla 1.3 correspondientes a estos trabajos, se utiliza un signo de interrogación para indicar las conclusiones acerca del orden de integración. Las conclusiones de estos dos trabajos son cuestionables, debido a que los métodos de análisis que emplean, comentados en la subsección anterior, no son apropiados. Es cierto que, para algunas series, puede resultar complejo evaluar su orden de integración, pero no parece sensato afirmar, como hace Rudebusch, que: “la evidencia en este artículo y otros trabajos recientes sugiere que se debe formar un nuevo consenso que enfatice la dificultad de saber algo sobre la existencia de raíces unitarias en las series temporales macroeconómicas” (traducción propia de la p. 679 de

Rudebusch (1992)).

### **1.3.3 Trabajos que Analizan Relaciones entre Diferentes Variables Incluidas en Esta Investigación**

Existe una literatura empírica muy extensa que analiza relaciones entre algunas de las variables consideradas en esta tesis, u otras muy semejantes. En esta subsección se comentan críticamente algunos trabajos representativos de esta literatura, recientes o muy citados o publicados en revistas profesionales de prestigio. Se pretende poner de manifiesto que los informes y los métodos de análisis de relaciones que se emplean en la gran mayoría de estudios publicados son muy poco convincentes. En la Tabla 1.4 se presentan algunas características de los trabajos que se comentan a continuación.

En las Subsecciones 1.3.3.1 y 1.3.3.2 se mencionan algunas críticas destacables que pueden hacerse acerca de las formas de representación multivariantes y los procedimientos de construcción de modelos multivariantes que se emplean en los trabajos de la Tabla 1.4, con la excepción de esta investigación.

#### **1.3.3.1 Cuestiones Relacionadas con Representación**

Se recuerda al lector que en esta tesis se emplea una metodología en la que los términos deterministas se especifican directamente para los niveles de las variables (Subsecciones 2.2.1.2 y 2.4.1). En la Subsecciones 2.2.2 y 2.4.2.1 se exponen, respectivamente, los graves fallos de especificación a los que conducen las representaciones univariantes y multivariantes, comúnmente empleadas en la literatura, en las que los términos deterministas no se especifican directamente para los niveles de las variables. Miyao (1996) no presenta la ecuación con la forma de modelo que estima, pero parece que emplea un modelo semejante al de la ecuación (2.59) del Capítulo 2 (sin componentes deterministas de estacionalidad pero con un término determinista de tendencia lineal). Si es así, la

representación que emplea Miyao (1996) conduce a los fallos de especificación indicados en la Subsección 2.4.2.1.

Los trabajos de Bernanke y Blinder (1992), Friedman y Kuttner (1992) y Rudebusch (2002) incluyen estimaciones de modelos dinámicos uniecuacionales como los que se presentan en la Subsección 2.4.2.2. Estos modelos plantean fallos serios de especificación, tal y como se expone en dicha subsección.

A diferencia de esta tesis, en ninguno de los trabajos incluidos en la Tabla 1.4 que emplean modelos multiecuacionales se admiten estructuras MA. Las desventajas de emplear formas AR puras son que conducen muchas veces a parametrizaciones menos escuetas que las formas ARMA y que ignoran las estructuras MA de autocorrelación en las series sobrediferenciadas y en las series que presentan dudas serias en cuanto a si están o no sobrediferenciadas.

En los trabajos de Hafer y Jansen (1991), Friedman y Kuttner (1992), Miyao (1996) y esta investigación, se busca cointegración. En los tres primeros se utiliza la representación en forma de modelo de corrección de error de Engle y Granger (1987), mientras que aquí se emplea una representación propuesta por Phillips (1991). La ventaja de la representación de Phillips (1991), es que permite hacer contrastes de hipótesis sobre los coeficientes de cointegración mediante inferencia estándar.

### **1.3.3.2 Cuestiones Relacionadas con Construcción de Modelos**

En esta tesis, antes de construir modelos multivariantes, se realizan análisis univariantes de todas las variables que se van a incluir en el modelo y se lleva a cabo una búsqueda exhaustiva de cointegración entre estas variables. En muchos trabajos empíricos publicados no se realiza ninguna de estas dos tareas como pasos previos al análisis de relaciones. De los trabajos citados en la Tabla 1.4, Bernanke y Blinder (1992), Bernanke y

Mihov (1998), Clarida *et al.* (2000) y Rudebusch (2002) no realizan ningún tipo de análisis univariante. Tampoco buscan cointegración de forma sistemática. En estos estudios se imponen, explícita o implícitamente, los órdenes de integración de las variables o bien se imponen, sin contrastar, relaciones de cointegración entre las variables.

Friedman y Kuttner (1992) buscan sistemáticamente cointegración, empleando el método propuesto por Johansen (1988, 1991), entre diferentes medidas de los saldos reales monetarios,  $QN$  y el tipo de interés del Papel Comercial con plazo de vencimiento de 4 a 6 meses, sin hacer primero análisis univariantes de todas estas variables para evaluar si siguen procesos  $I(1)$ . Pero si esto no es así, las variables no pueden ser cointegradas  $CI(1,1)$ .

Bernanke y Blinder (1992), Friedman y Kuttner (1992) y Rudebusch (2002) estiman regresiones en los niveles de variables que, según los resultados de esta tesis, ni son estacionarias ni están cointegradas. Esto significa que es muy probable que las relaciones que se detectan sean espúreas.

Quizá alguien podría criticar los trabajos de Hafer y Jansen (1991), Miyao (1996) y esta investigación, porque, aunque presentan análisis de relaciones que permiten establecer resultados de cointegración entre variables, en ninguno de ellos se construyen modelos de relación con hipótesis de identificación (exacta y de sobreidentificación) que facilitarían la interpretación económica de las relaciones que se detectan. Ahora bien ¿los trabajos publicados que construyen modelos con hipótesis de identificación permiten establecer relaciones convincentes? En muchos casos la respuesta es no, debido a que emplean hipótesis de identificación exacta que son muy poco plausibles y/o hipótesis (contrastables) de sobreidentificación que no se contrastan. Se comentan casos en los dos párrafos siguientes.

Rudebusch (2002) pretende evaluar funciones de comportamiento de la Fed del tipo

propuesto por Taylor (1993). Estima regresiones uniecuacionales, usando  $r$  como variable dependiente y, como variables independientes,  $r$  retardado un periodo, la tasa de inflación sin retardar y la desviación del PIB respecto a su nivel potencial sin retardar. Esto quiere decir que emplea la hipótesis de identificación (no contrastable) de que  $r$  no influye contemporáneamente en las otras variables. Pero, puesto que Rudebusch (2002) estima modelos uniecuacionales de regresión, parece que también impone, sin contrastar, las hipótesis (contrastables) de que  $r$  no tiene efectos retardados en las demás variables. Si esto es así, Rudebusch (2002) supone que  $r$  no influye contemporánea ni retardadamente en las demás variables. Pero entonces ¿qué efecto puede tener la política monetaria?

Bernanke y Blinder (1992), en una parte de su trabajo, estiman nueve modelos uniecuacionales de regresión diferentes. Emplean nueve variables macroeconómicas distintas como variables dependientes. Como variables independientes usan valores retardados de la dependiente y de  $\ln M1$ ,  $\ln M2$ ,  $i$ ,  $r$  y el tipo de interés de las Letras del Tesoro a tres meses,  $R^3$ , que consideran como indicadores de política monetaria. En cada modelo los autores imponen la hipótesis de identificación exacta de que la variable macroeconómica no tiene efectos contemporáneos sobre los indicadores de política monetaria. Pero además, dado que estiman modelos uniecuacionales, parece que también imponen sin contrastar las hipótesis de sobreidentificación de que la variable macroeconómica no tiene efectos retardados sobre los indicadores de política monetaria. Si esto es así, Bernanke y Blinder (1992) suponen, en estas regresiones, que la Fed no reacciona frente a los cambios en ninguna de las nueve variables macroeconómicas, que es un supuesto muy poco creíble.

Los estudios de la Tabla 1.4 se presentan por sus autores como trabajos empíricos. Sin embargo en todos ellos, con la excepción de esta investigación, la especificación de los modelos de relación se basa exclusivamente en supuestas teorías y los datos se ignoran casi

por completo, tanto en la especificación como en la diagnosis estadística, que brilla por su ausencia.

En esta tesis los modelos multivariantes se estiman por MVENC. Los demás trabajos incluidos en la Tabla 1.4, como la mayoría de los publicados, emplean métodos de estimación condicionados. Un problema importante, que surge cuando se estiman por métodos condicionados modelos VAR(p), es que no es posible detectar hechos anómalos en las  $p$  primeras observaciones, que podrían influir en los parámetros estimados del modelo (Subsección 1.1.1.2). Esto es muy importante cuando se trabaja con muestras que no son muy largas, que es el caso de la mayoría de los trabajos incluidos en la Tabla 1.4. Sin embargo, los autores de estos estudios, con la excepción de esta investigación, ignoran este problema por completo. De hecho, ni siquiera presentan, y probablemente tampoco miran, los gráficos de residuos de sus modelos.

De los trabajos incluidos en la Tabla 1.4, los de Hafer y Jansen (1991), Bernanke y Blinder (1992), Friedman y Kuttner (1992), Bernanke y Mihov (1998) y Clarida *et al.* (2000) no presentan ninguna herramienta de diagnosis, ni gráficos, ni contrastes formales de hipótesis de especificación. Esto impide evaluar si los modelos que construyen son estadísticamente adecuados y, en consecuencia, si las conclusiones de estos trabajos son convincentes.

En los trabajos de la Tabla 1.4, con las excepciones de Rudebusch (2002) y esta investigación, y en otros muchos publicados, no se presentan todos los parámetros estimados de los modelos con sus desviaciones típicas estimadas, ni las correlaciones entre parámetros estimados, que nunca se mencionan. Por eso no es posible evaluar si sus modelos están sobreparametrizados.

Por último, en los trabajos de la Tabla 1.4, con la excepción de esta investigación, ni

se tratan, ni siquiera se mencionan los incidentes anómalos que, con seguridad, presentan algunas de las series que se analizan. Por ejemplo, resulta imposible creer que las series trimestrales I/15-IV/88 analizadas por Hafer y Jansen (1991), que incluyen la Gran Depresión de 1929 y las dos Guerras Mundiales, no presentan importantes incidentes anómalos que pueden influir en los resultados del estudio.

#### **1.4 Estructura de la Tesis**

En el Capítulo 2 se describe la metodología de AST que se emplea en esta investigación. En el Capítulo 3 se presentan los análisis univariantes de las series anuales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra 59-99 y de sus series trimestrales en la muestra 59-99 y en diferentes submuestras. En los Capítulos 4 y 5 se presentan, respectivamente, los análisis univariantes de las series anuales (59-99) de las demás variables incluidas en la investigación y los de las series trimestrales I/85-IV/99. En el Capítulo 6 se investiga, empleando datos trimestrales I/85-IV/99 y métodos de análisis multivariante, la posibilidad de una relación CI(1,1) en que participe  $\nabla \ln(B/S)$  con alguna otra variable I(1) y la posibilidad de una relación CI(1,1) en que participen  $i$  con  $r$  y alguna otra variable I(1). En el Capítulo 7 se exponen las conclusiones principales de esta tesis y diferentes líneas de investigación futuras que se derivan de esta investigación.

---

## APÉNDICE T.1: Tablas de Resumen de la Literatura

---

En la Tabla 1.1 se presenta, para los trabajos empíricos que analizan el orden de integración de series macroeconómicas de EE.UU., la siguiente información: (1) variables que analizan, (2) longitud del intervalo muestral, (3) muestras, (4) fuentes de datos y (5) información sobre si los datos que analizan están ajustados estacionalmente o no. En la Tabla 1.2 se presentan, para estos trabajos, los contrastes formales de hipótesis relacionadas con el orden de integración que emplean. En la Tabla 1.3 se presentan los resultados de integración obtenidos en estos trabajos para aquellas variables que también se analizan en esta tesis o que son comparables con las que se analizan aquí.

La Tabla 1.4 tiene la misma estructura que la Tabla 1.1. En ella se presenta la información referida a los trabajos empíricos que analizan relaciones entre algunas variables incluidas en esta investigación.

**Tabla 1.1\*:** Cobertura de datos de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de variables macroeconómicas de EE.UU.

	<b>Variables</b>	<b>Intervalo muestral</b>	<b>Muestra</b>	<b>Fuentes de Datos</b>	<b>¿Datos A.E.?</b>
Nelson y Plosser (1982)	<i>QN</i> , <i>YN</i> , <i>QN</i> p.c. <i>QI</i> $E^1$ , <i>u</i> <i>PN</i> , <i>Money Stock</i> <i>Consumer Prices</i> $W$ , $RW$ , $R^B$ <i>Velocity of Money</i> <i>K</i>	Anual	1909-1970 1860-1970 1890-1970 1889-1970 1860-1970 1900-1970 1869-1970 1871-1970	LTEG LTEG LTEG LTEG, HS LTEG HS, NP, HS FS LTEG	
Perron (1989)	Series analizadas por NP excepto <i>u</i>	Anual	Citadas para NP	Citadas para NP	
	<i>QN</i>	Trim.	I/47-III/86	Campbell y Mankiw (1987)	*
Christiano y Eichenbaum (1990)	<i>QN</i>	Trim.	I/48-IV/85	No se indica	SI

*QN* : PNB real; *YN* : PNB nominal; *QN* p.c.: PNB real per cápita; *QI* : *Industrial Production*; *E* : *Employment*; *u* : *Unemployment Rate*; *PN* : Deflactor Implícito del PNB; *W*: *Wages*; *RW*: *Real Wages*;  $R^B$  : *Bond Yield* y *K* : *Common Stock Prices*.

LTEG: *Long Term Economic Growth, 1973, EE.UU. Department of Commerce, Bureau of the Census.*

FS: Friedman y Schwartz (1963), revisados por Schwartz.

HS: *Historical Statistics of the EE.UU., Colonial Times to 1970, 1975, EE.UU. Department of Commerce, Bureau of the Census.*

NP: Nelson y Plosser (1982).

\* En los trabajos señalados con un asterisco no se indica si los datos están o no ajustados estacionalmente, porque los datos de Contabilidad Nacional de EE.UU. sólo se publican desestacionalizados.

1. La fuente de datos de *E* en 1890-1928 es Lebergott (1964).

**Tabla 1.1 (cont.):** Cobertura de datos de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de variables macroeconómicas de EE.UU.

	<b>Variables</b>	<b>Intervalo muestral</b>	<b>Muestra</b>	<b>Fuentes de Datos</b>	<b>¿Datos A.E.?</b>
Zivot y Andrews (1992)	Series analizadas por NP excepto $u$ $QN$	Anual Trim.	Citadas para NP I/47-III/86	Citadas para NP Citibase <sup>2</sup>	*
Rudebusch (1992)	Series analizadas por NP	Anual	Citadas para NP	Citadas para NP	
Diebold y Senhadji (1996)	$QN$ y $QN$ p.c.	Anual	1875-1993	<b>3</b>	
Perron (1997)	Series analizadas por NP excepto $u$ $QN$ <sup>4</sup>	Anual Trim.	Citadas para NP I/47-III/91	Citadas para NP Citibase	SI
Culver y Papell (1997)	Tasa de inflación, medida por $\nabla \ln PC$ , de 13 países de OCDE, incluido EE.UU.	Mensual	2/57-9/94	EFI	No se indica
Murray y Nelson (2000)	$QN$	Anual Trim.	1870-1994 I/47-III/97	Maddison (1995) No se indica	*

EFI: Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional

2. La base de datos Citibase, comercializada por DRI/McGraw-Hill, actualmente se llama *DRI Basic Economics* (DRI).

3. Hay dos fuentes para los datos de PNB real de 1875-1929, Balke y Gordon (1989) y Romer (1989). Para los datos de GNP real posteriores a 1929 la fuente es *National Income and Product Accounts* del *Bureau of Economic Analysis* del *U.S. Department of Commerce* (<http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>). La fuente de los datos de población es *Bureau of the Census*.

4. Se analizan series de  $Q$  ó  $QN$  para los países del G-7, pero en esta tabla sólo se indica la información referente a EE.UU.

**Tabla 1.1 (cont.):** Cobertura de datos de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de variables macroeconómicas de EE.UU.

	<b>Variables</b>	<b>Intervalo muestral</b>	<b>Muestra</b>	<b>Fuentes de Datos</b>	<b>¿Datos A.E.?</b>
Lee y Wu (2001)	Tasa de inflación medida (no se indica cómo) de 13 países de OCDE, incluido EE.UU.	Mensual	2/57-4/99	EFI	NO
Esta investigación	<i>Q, Y, P, M2, B, S, r, i, PC</i> <i>M2/P, B/P, S/P, Y/M2, Y/B, Y/S, M2/B, M2/S, B/S, P/PC</i>	Anual	59-99	<b>7</b>	<b>8</b>
	<i>P</i> <i>PC, P/PC</i> <i>Q, Y, M2, B, S, r, i</i> <i>M2/P, B/P, S/P, Y/M2, Y/B, Y/S, M2/B, M2/S, B/S, P/PC</i>	Trim.	I/59-IV/99 y subm. <sup>5</sup> I/59-IV/99 y subm. <sup>6</sup> I/85-IV/99 I/85-IV/99		

5. Se analizan las submuestras pre-NOP, NOP, post-NOP y la submuestra I/85-IV/99.

6. Se analizan las submuestras pre-NOP, NOP, post-NOP.

7. Información detallada acerca de las fuentes de datos empleadas en esta investigación se presenta en el Apéndice de Datos.

8. Los únicos datos ajustados estacionalmente son los de Contabilidad Nacional, los de *P*, *Q* e *Y*.

**Tabla 1.2:** Contrastes formales de hipótesis relacionadas con el orden de integración empleadas en trabajos empíricos que analizan el orden de integración de variables macroeconómicas de EE.UU.

	<b>Contrastes formales de hipótesis relacionadas con el orden de integración</b>
Nelson y Plosser (1982)	ADF
Perron (1989)	Propuesto en el propio artículo
Christiano y Eichenbaum (1990)	Propuesto en el propio artículo
Zivot y Andrews (1992)	Propuesto en el propio artículo
Rudebusch (1992)	ADF y PP
Perron (1997)	Propuesto en el propio artículo
Diebold y Senhadji (1996)	ADF
Culver y Papell (1997)	Univariante: ADF, KPSS y el propuesto por Perron y Vogelsan (1992)
	Panel: LL
Murray y Nelson (2000)	ADF, PP y los contrastes propuestos en Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992)
Lee y Wu (2001)	Univariante: ADF
	Panel: IPS y JLR
Esta investigación	DCD y SF

ADF: contraste *Augmented Dickey-Fuller* (Dickey y Fuller (1979) y (1981)).

PP: contraste propuesto por Phillips y Perron (1988).

KPSS: contraste de estacionariedad propuesto por Kwiatkowski *et al.* (1992)

LL: contraste propuesto en Levin y Lin (1992).

IPS: contraste propuesto por Im, Pesaran y Shin (1997).

JLR: contraste propuesto por Taylor y Sarno (1998).

**Tabla 1.3:** Conclusiones de trabajos empíricos que analizan el orden de integración de variables macroeconómicas de EE.UU.

	Ordenes de integración							
	d							
	<i>QN</i>	<i>YN</i>	<i>PN</i>	<i>Consumer Prices</i>	Medida de la Tasa de Inflación	<i>Money Stock</i>	<i>Velocity of Money</i>	$R^B$
Nelson y Plosser (1982)	1	1	1	1		1	1	1
Perron (1989)	0	0	0	0 <sup>1</sup>		0	0 <sup>1</sup>	1
Christiano y Eichenbaum (1990)	?							
Zivot y Andrews (1992)	Anual: 0 Trim.: 1	0	1	1		1	1	1
Rudebusch (1992)	?	?	?	?		?	?	1
Perron (1997)	Anual: 0 Trim. <sup>2</sup> : 0	0	1	1		? <sup>3</sup>	1	1
Diebold y Senhadji (1996)	0							
Culver y Papell (1997)					Univ.: 1 <sup>4</sup>			
					Panel: 0			
Murray y Nelson (2000)	Anual: 0 Trim.: 1							
Lee y Wu (2001)					Univ.: 1 <sup>4</sup>			
					Panel: 0			
Esta investigación	<i>Q</i> : 1	<i>Y</i> : 2	<i>P</i> : 2	<i>PC</i> : 2	<i>p</i> : 1 <i>pc</i> : 1	<i>M2</i> : 2 <i>B</i> : 2	<i>Y/B</i> : 1 <i>Y/M2</i> : 1	<i>r</i> : 1 <i>i</i> : 1

1. Para estas dos series no se rechaza la conclusión  $I(1)$  en la muestra completa, pero sí en la submuestra post-1929, por lo que Perron concluye que ambas siguen procesos  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal.
2. Se analizan series de  $Q$  o  $QN$  para los países del G-7, pero en esta tabla sólo se indica la información referente a EE.UU.
3. El resultado acerca del orden de integración varía en función del criterio utilizado para elegir la fecha de cambio estructural y el número de retardos en la representación AR.
4. En la parte de arriba de la celda se indica el resultado acerca del orden de integración que obtienen para la tasa de inflación de EE.UU. cuando aplican contrastes de no estacionariedad a cada serie de tasa de inflación. Abajo se indica el resultado cuando aplican contrastes de no estacionariedad a las tasas de inflación de un panel de países.

**Tabla 1.4:** Cobertura de datos de trabajos empíricos que relacionan distintas variables incluidas en esta investigación

	<b>Variables</b>	<b>Intervalo muestral</b>	<b>Muestra</b>	<b>Fuente de datos</b>	<b>¿Datos A.E.?</b>
Hafer y Jansen (1991)	<i>Real M1; Real M2; Real Output; RPC y R<sup>1</sup></i>	Trim.	I/15-IV/88, I/53-IV/88	Balke y Gordon (1986) <sup>2</sup>	SI
Bernanke y Blinder (1992)	<i>M1, M2, R<sup>3</sup>, R<sup>0</sup>, R<sup>10</sup>, R<sup>d</sup>, PC, QI, E, u, um, CU, HS, PI, RS, C, DGO</i>	Mensual	1/59-12/89	DRI	SI
	<i>DE; O; PR</i>		1/59-12/78	BMS, ASD	No se indica
Friedman y Kuttner (1992)	<i>YN; QN; PN; Base Monetaria<sup>3</sup>; M1; M2; Credit; R<sup>3</sup> y RPC a 4-6 meses</i>	Trim.	II/60-IV/90 y submuestras II/60-III/79 y III/70-IV/90	No se indica	SI SI NO
Miyao (1996)	<i>Q, P, M2 R<sup>3</sup>, RPC a 6 meses, R<sup>10</sup></i>	Trim.	I/59-IV/88,-IV/90,-IV/93	Citibase	SI NO

*RPC* : Commercial Paper Rate; *R* : Corporate Bond Rate; *R<sup>3</sup>* : tipo de interés de Letras del Tesoro a 3 meses; *R<sup>d</sup>* : Discount Rate; *um* : Tasa de Desempleo de mujeres de 25-54 años; *CU* : Capacity Utilization; *HS* : Housing Starts; *PI* : Deflated Personal Income; *RS* : Deflated Retail Sales; *C* : Deflated Consumption; *DGO* : Durable-Goods Orders; *DE, O, PR* : Depósitos, Obligaciones y Préstamos (deflactados) de bancos comerciales; *Credit* : Outstanding Indebtedness of Domestic Nonfinancial Borrowers; *QNF* p.c.: PIB real (sin agricultura) per cápita;

BMS: Banking and Monetary Statistics 1941-1970, Board of Governors

ASD: Annual Statistics Digest, Board of Governors

1. No indican el índice de precios nominales que emplean para deflactar *M1* y *M2*, la medida concreta del producto real, ni el plazo de vencimiento de los activos cuyos tipos de interés analizan.
2. Los datos hasta III/84 son los de Balke-Gordon y a partir de esta fecha encadenan estos datos con series existentes para llevar la muestra hasta IV/88.
3. No se indica si la base monetaria está ajustada por cambios en el coeficiente legal de caja o no.

**Tabla 1.4 (cont.):** Cobertura de datos de trabajos empíricos que relacionan distintas variables incluidas en esta investigación

	<b>Variables</b>	<b>Intervalo muestral</b>	<b>Muestra</b>	<b>Fuente de datos</b>	<b>¿Datos A.E.?</b>
Bernanke y Mihov (1998)	$TR, BR, NBR, Q, P, DJ$	Mensual	1/65-12/96 y submuestras <sup>4</sup>	No se indica	No se indica
Clarida <i>et al.</i> (2000)	$R^0$ ; diferencial del tipo de bonos a largo menos $RLT$ a 3 meses; t.v. anualizada de $P$ y $PC$ , crecimiento de $M2$ ; $Q_t - Q_t^{CBO}$ , $Q^*$ y $u^*$	Trim.	I/60-IV/96 y submuestras I/60-II/79 y III/79-IV/96	Citibase	No se indica
Rudebusch (2002)	$R^0$ ; $100(Q_t - Q_t^{CBO} / Q_t^{CBO})$ ; tasa de inflación medida como $\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 400(\ln P_{t-j} - \ln P_{t-(j+1)})$	Trim.	IV/87-IV/99	No se indica	No se indica
Esta Investigación <sup>5</sup>	$M2/P, B/P, S/P, Y/M2, Y/B, Y/S, M2/B, M2/S, B/S, P/PC$	Anual	59-99	<b>6</b>	<b>7</b>
	$M2/P, B/P, S/P, Y/M2, Y/B, Y/S, M2/B, M2/S, B/S$	Trim.	I/85-IV/99		
	$\nabla \ln(B/S), r$ y $\ln Q$	Trim.	I/85-IV/99		
	$i, r$ y $\ln(Y/B)$	Trim.	I/85-IV/99		

$TR$ : Reservas Bancarias Totales;  $BR$ : Reservas prestadas en la ventana de descuento;  $NBR = TR - BR$ ;  $DJ$ : Índice *Dow-Jones*; t.v.: tasa de variación;  $Q_{CBO}$ : medida del PIB real potencial calculada por *Congressional Budget Office* (CBO);  $Q^*$ ,  $u^*$ : desviación de  $Q$  y  $u$  respecto a una tendencia determinista cuadrática;

4. Se analizan las submuestras 1/65-9/79, 10/79-12/96, 2/84-12/96 y 9/88-12/96.

5. Para  $P/PC$  se analizan las muestras trimestrales I/59-IV/99, pre-NOP, NOP y post-NOP.

6. Información detallada acerca de las fuentes de datos empleadas en esta investigación se presenta en el Apéndice de Datos.

7. Los únicos datos ajustados estacionalmente son los de Contabilidad Nacional, los de  $P$ ,  $Q$  e  $Y$ .

---

## APÉNDICE G.1: Gráficos

---

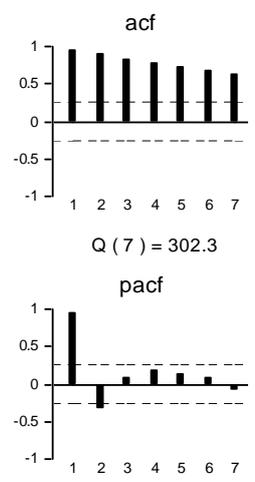
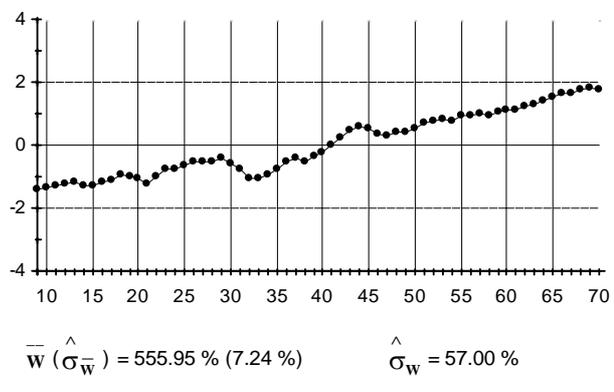
Este apéndice contiene materiales gráficos y estadísticos de las series anuales de PNB real ( $QN$ ), PNB nominal ( $YN$ ) y del Deflactor del PNB ( $PN$ ) analizadas por Nelson y Plosser (1982) y los trabajos posteriores indicados en la Tabla 1 del Apéndice T.1.

Para cada serie  $Y$  se presentan los gráficos de datos tipificados de  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y  $\nabla^2 \ln Y$ , y los gráficos de  $acf$  y  $pacf$  de estas mismas transformaciones. Al pie de cada gráfico de datos aparece la media muestral de la serie,  $\bar{w}$ , con su desviación típica ( $\hat{\sigma}_w$ ) entre paréntesis, y la desviación típica muestral,  $\hat{\sigma}_w$ . El símbolo  $w$  representa la serie que se indica en la cabecera del gráfico. Debajo del gráfico de la  $acf$  se presenta el estadístico  $Q$  de Ljung y Box (1978), con el número de grados de libertad entre paréntesis.

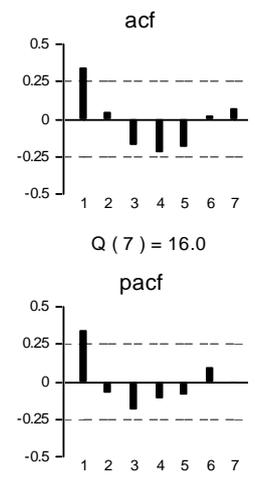
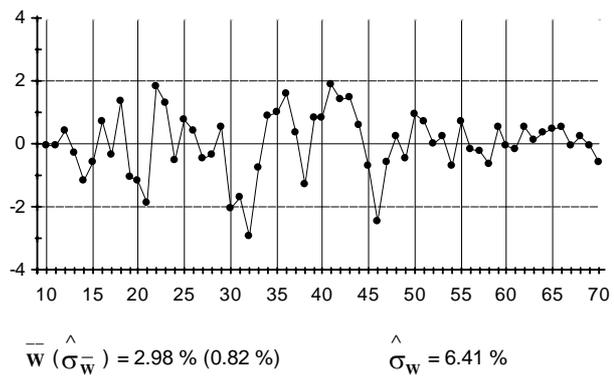
En los gráficos temporales el eje horizontal aparece dividido por líneas verticales cada cinco años. En los gráficos temporales de  $\ln PN$ ,  $\nabla \ln PN$  y  $\nabla^2 \ln PN$  el índice temporal 00 representa el año 1900.

Las líneas horizontales discontinuas de los gráficos de  $acf$  y  $pacf$  están dibujadas a una altura de  $\pm 2/\sqrt{N}$ , donde  $N$  es el número de observaciones de la serie.

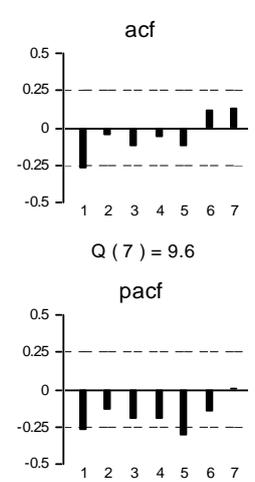
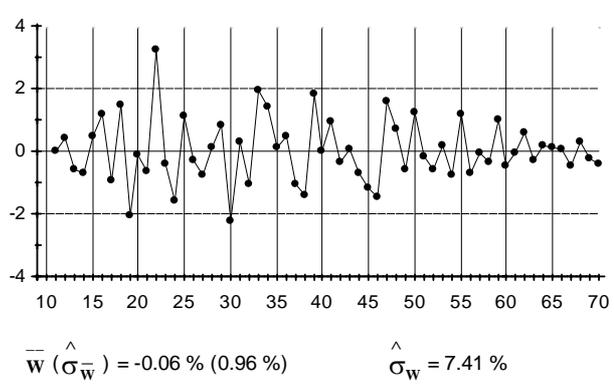
### lnQN



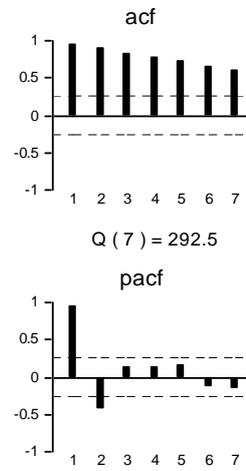
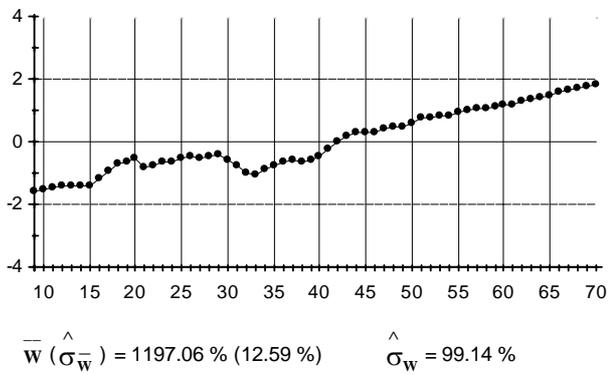
### ∇lnQN



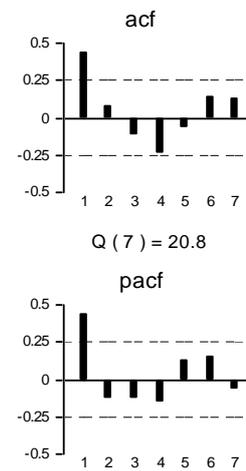
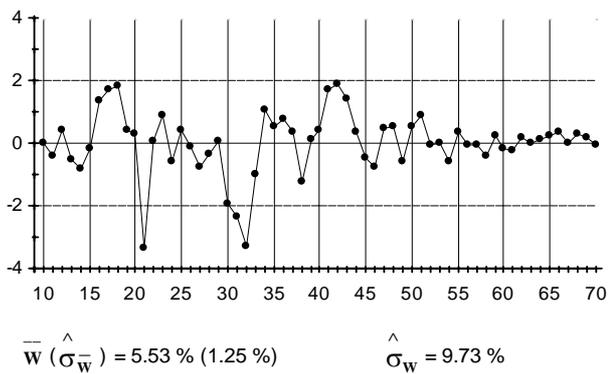
### ∇<sup>2</sup>lnQN



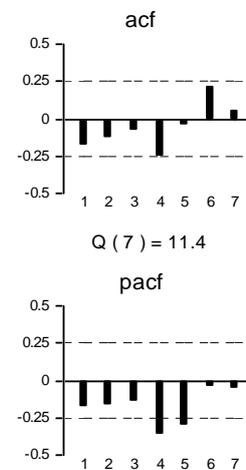
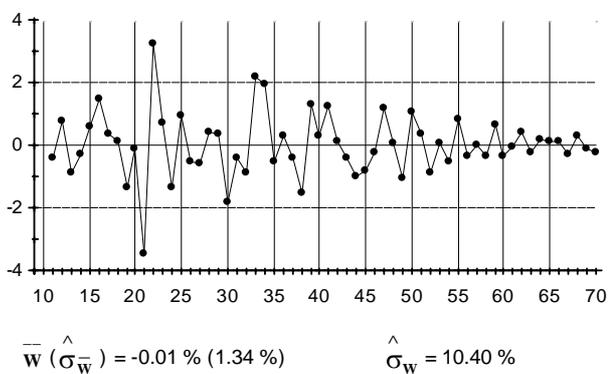
### lnYN



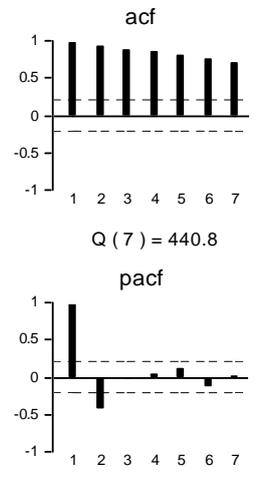
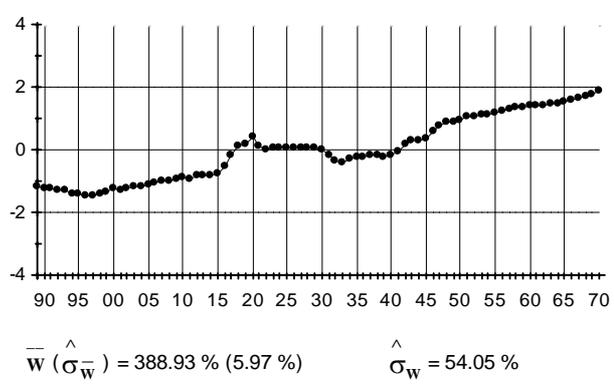
### ∇lnYN



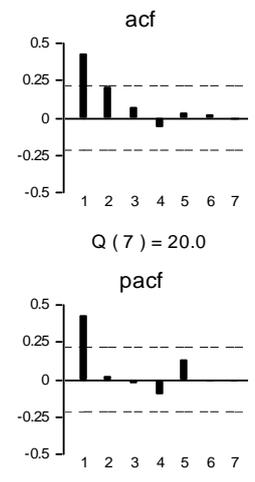
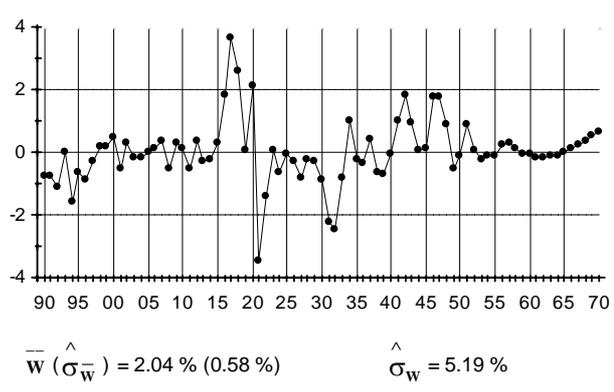
### ∇<sup>2</sup>lnYN



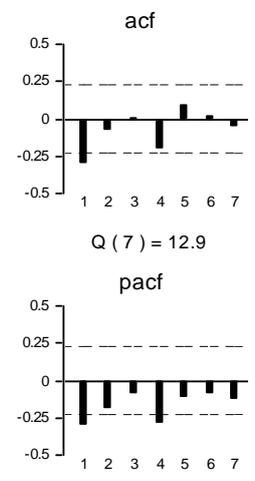
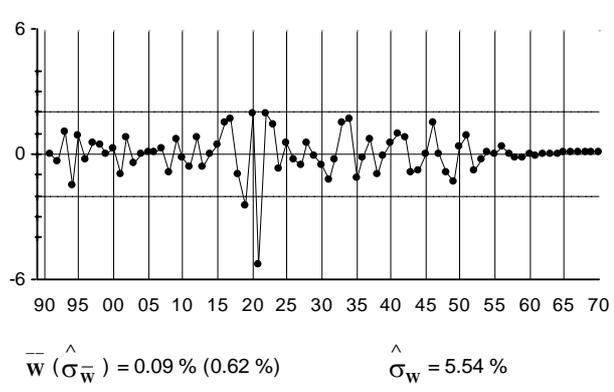
**lnPN**



**∇lnPN**



**∇²lnPN**



---

## CAPÍTULO 2: Descripción de la Metodología Empleada de Análisis de Series Temporales

---

En este capítulo se describen los métodos de Análisis de Series Temporales (AST) en el dominio temporal discreto que se utilizan en esta investigación, que difieren en algunos sentidos de los que se encuentran con más frecuencia en la literatura econométrica.

En la construcción de modelos con datos se emplea una forma extendida de la metodología propuesta originalmente por Box y Jenkins, expuesta en su última edición en Box *et al.* (1994). Se emplea un proceso iterativo: (1) especificación inicial, basada fundamentalmente en los datos, (2) estimación eficiente de los modelos por el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta No Condicionada (MVENC), con unas pocas excepciones que se indican en la Subsección 2.3.5.4, que se estiman por el criterio de Máxima Verosimilitud Condicionada (MVC), (3) diagnóstico estadística de los modelos estimados (métodos formales e informales) y, en su caso, (4) reformulación. Se trata de un proceso consciente de elaboración de modelos desde lo simple a lo complejo para conseguir modelos estadísticamente adecuados y escuetamente parametrizados.

La estructura de este capítulo es la siguiente. En la Sección 2.1 se presenta un conjunto de nociones básicas que se emplean en el resto de esta tesis. En la Sección 2.2 se presentan las distintas formas de modelos univariantes empleadas en esta tesis y una forma de representación univariante comúnmente empleada en la literatura econométrica, que no se utiliza aquí. En la Sección 2.3 se describe el proceso de construcción de modelos univariantes con datos que se emplea en esta investigación. En la Sección 2.4 se describen las formas de modelos multivariantes que se utilizan en esta tesis y dos formas de modelos multivariantes frecuentes en la literatura econométrica. En la Sección 2.5 se describe el

proceso de construcción de modelos multivariantes que se emplea aquí. Por último, en el Apéndice de Fórmulas que se incluye al final del capítulo, se incluyen algunas de las fórmulas empleadas en esta investigación.

## 2.1 Nociones Básicas

En esta sección se presentan algunos conceptos básicos del AST que se emplean en esta tesis.

### 2.1.1 Serie Temporal

Una serie temporal es un conjunto de observaciones ordenadas en el tiempo. Si se asigna el símbolo  $Y$  a la variable observada y  $t$  al índice temporal, se dice que una serie temporal es univariante cuando  $Y$  es escalar ( $Y_t$ ) y multivariante cuando  $Y$  es vectorial ( $Y_t \equiv [Y_{it}]$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$ ). En esta tesis se emplea letra negrilla para vectores y matrices y letra normal para escalares.

Las series temporales pueden ser deterministas o estadísticas. Una serie temporal determinista se puede representar matemáticamente sin emplear ninguna variable aleatoria para ningún  $t$ . En consecuencia, los valores de una serie temporal determinista se pueden prever sin error de previsión para cualquier horizonte temporal. Las series temporales estadísticas son aquellas series que no son deterministas, aunque pueden contener componentes deterministas.

Las series temporales deterministas empleadas en esta investigación son de tres tipos: (1) de intervención, (2) de tendencia determinista y (3) de estacionalidad determinista.

Las series temporales de intervención que se emplean aquí son: (1) impulso, (2) impulso compensado, (3) escalón y (4) rampa. Cada una tiene una forma cualitativa, no paramétrica, pero se puede cuantificar con un parámetro  $\omega_0$ . El impulso y el impulso

compensado describen cambios transitorios, el escalón describe un cambio permanente y la rampa describe un cambio permanente en la variación temporal. Las formas cualitativas se definen matemáticamente como formas unitarias:

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

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

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

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

donde  $t^*$  representa el instante de tiempo en que se produce el primer efecto.

Las series temporales de tendencia determinista aquí empleadas son polinomios con coeficientes reales en el argumento temporal  $t$ . La serie de tendencia determinista lineal se escribe, p.e.,  $\eta_0 + \eta_1 t$  para dos parámetros reales  $\eta_0$  y  $\eta_1$ . La serie de tendencia determinista cuadrática se escribe, p.e.,  $\eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 t^2$  para los parámetros reales  $\eta_0$ ,  $\eta_1$  y  $\eta_2$ .

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 Operadores Matemáticos

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

Se denota por  $\nabla$  al operador diferencia regular  $(1-B)$ , de forma que  $\nabla Y_t \equiv Y_t - Y_{t-1}$ .

El operador  $\nabla^k$  es la potencia  $k$  de  $\nabla$ . En esta tesis el operador  $\nabla$  se denomina operador diferencia u operador diferencia regular indistintamente.

Se denota por  $\nabla_s$  al operador diferencia anual  $(1-B^s)$ , donde  $s$  es el número de observaciones por año, de forma que  $\nabla_s Y_t \equiv Y_t - Y_{t-s}$ . En el caso de datos trimestrales  $s = 4$ .

### 2.1.3 Proceso Estocástico

Un proceso estocástico es el modelo teórico de una serie temporal estadística.

Un proceso estocástico se define como estacionario en sentido estricto si la densidad conjunta de probabilidad (*dcp*) de  $(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n})$  existe y no difiere de la *dcp* de  $(Y_{t_1+k}, Y_{t_2+k}, \dots, Y_{t_n+k}) \forall k$  entero finito. Los  $t_i$  no tienen por qué ser equidistantes ni ordenados cronológicamente.

Un proceso estocástico se define como estacionario en media cuando  $E(Y_t)$  existe y no depende de  $t$ , donde  $E(\cdot)$  es el operador esperanza matemática.

Un proceso estocástico se define como 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 en sentido estricto cuando se supone que la forma de la función de *dcp* es normal (gaussiana). La hipótesis de normalidad se puede contrastar, aunque en esta investigación sólo se contrasta por métodos informales, p.e., consultando histogramas (que no se presentan).

El proceso estocástico estacionario más simple se llama proceso de 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  $\Sigma$  es una matriz  $m \times m$  simétrica definida positiva de parámetros reales. Con  $i = 1$ , entonces  $\mathbf{a}_t \equiv a_{1t} = a_t$  iid con  $E(a_t) = 0$  y  $V(a_t) = \sigma_a^2$ , donde  $V(\cdot)$  es el operador de varianza. Si la distribución de  $\mathbf{a}_t$  es normal (N), se denomina proceso de ruido blanco gaussiano.

### 2.1.4 Función Lineal de Transferencia (FLT)

Una FLT es un polinomio, en el argumento B, de orden potencialmente infinito. Se escribe:

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

donde  $v_k$  es una constante real  $\forall k$ . El polinomio  $v(B)$  no está normalizado en el caso general ( $v(0) \equiv v_0$  es libre). Se dice que un FLT es estable cuando  $v(B)$  converge para  $|B| \leq 1$ . Cuando se escribe  $|B|$ , se interpreta como número complejo el símbolo B.

Una FLT se emplea para relacionar dos series, el input ( $X_t$ ) y el output ( $Y_t$ ). La relación se escribe:

$$Y_t = v(B)X_t = \sum_{k=0}^{\infty} v_k X_{t-k} = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + \dots \quad (2.6)$$

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

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

Cualquier FLT puede aproximarse por un cociente de polinomios de orden finito con

coeficientes reales:

$$v(B) = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)} \quad (2.8)$$

con  $s, b, r$  números enteros no negativos y:

$$\begin{aligned} \omega_s(B) &= \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s \\ \delta_r(B) &= 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r \end{aligned} \quad (2.9)$$

donde  $\{\omega_i, i = 0, 1, \dots, s\}$  y  $\{\delta_i, i = 1, 2, \dots, r\}$  son conjuntos de parámetros constantes reales, no hay ningún factor común (excepto el “1”) en  $\omega_s(B)$  y  $\delta_r(B)$  y  $b$  es el tiempo muerto, que indica el número de periodos entre un cambio en el input y el primer cambio inducido en el output. Los operadores  $\omega_s(B)$  y  $\delta_r(B)$  se denominan media móvil (MA) y autorregresivo (AR) respectivamente.

La condición de estabilidad de  $v(B)$  en la forma  $(s, b, r)$  es  $\delta_r(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$ .

## 2.2 Representaciones Univariantes de Series Temporales

En la Subsección 2.2.1 se presentan las distintas formas de modelos univariantes empleadas en esta tesis. En la Subsección 2.2.2 se critica una forma de modelo univariante empleada comúnmente en la literatura econométrica.

### 2.2.1 Representaciones Univariantes Empleadas en Esta Tesis

A continuación se describen las formas de modelos univariantes que se utilizan en esta investigación. Antes de eso, se presenta la transformación no lineal contemporánea, que se aplica a la variable al principio del análisis y que se mantiene sin modificar en los análisis de relación. Además, se introduce la descomposición de las variables, empleada en el AST en esta investigación, en componentes determinista y estocástico.

### 2.2.1.1 Transformación No Lineal Contemporánea

En esta tesis se emplea la familia de transformaciones no lineales contemporáneas introducidas por Box y Cox (1964) con el fin de inducir linealidad, homocedasticidad y normalidad. Si  $Y_t$  es el valor de la serie temporal original en  $t$ , se define:

$$z_t \equiv Y_t^{(\lambda, m)} \equiv \frac{(Y_t + m)^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2.10)$$

donde  $\lambda$  y  $m$  son parámetros reales finitos. Con  $\lambda = m = 1$  se obtiene la serie original.

Para cualquier  $m > -Y_t \forall t$ , se puede demostrar, usando la regla de L'Hôpital que:

$$Y_t^{(0, m)} = \ln(Y_t + m) \quad (2.11)$$

donde "ln" indica el logaritmo neperiano.

### 2.2.1.2 Descomposición en Componentes Determinista y Estocástico

La variable  $z_t \equiv Y_t^{(\lambda, m)}$  se puede descomponer, sin pérdida de generalidad, en un componente determinista ( $\xi_t$ ) y un componente puramente estocástico ( $N_t$ ):

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

El símbolo  $\xi_t$  representa la suma de componentes deterministas de intervención, de tendencia y de estacionalidad. En esta tesis los componentes de intervención tienen la forma:

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

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

### 2.2.1.3 Procesos Estocásticos Lineales Generales

La forma matemática más general de representación de series temporales que se considera en esta tesis es el modelo estocástico lineal general. Se emplean formas lineales

generales de procesos estocásticos no explosivos, invertibles y gaussianos, definidos para las desviaciones de las variables observadas de sus componentes deterministas, esto es, definidos para  $N_t$  en (2.12). Se dice que  $N_t$  sigue un proceso estocástico lineal general cuando puede representarse como:

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

con  $\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots + \psi_k B^k + \dots$ , donde  $\{\psi_k, k = 1, 2, \dots\}$  es la secuencia de parámetros reales de la función de transferencia  $\psi(B)$  y  $a_t$  iid  $(0, \sigma_a^2)$ . Se llamará innovaciones a los  $a_t$ . El proceso  $N_t$  es estacionario si y sólo si  $\psi(B)$  es estable.

La definición de proceso estocástico lineal general en (2.14), que se emplea en esta tesis, no coincide exactamente con la definición más frecuente en la literatura:

$$N_t = \mu + \psi(B)a_t \quad (2.15)$$

donde  $\psi(B)$  y  $a_t$  están definidos como en el párrafo anterior. Sin embargo, la especificación  $\mu = 0$  que se utiliza aquí no supone una pérdida de generalidad, puesto que el papel de  $\mu$  queda recogido en  $\xi_t$  como una constante cuando  $N_t$  es estacionario, o como un componente de tendencia determinista cuando  $N_t$  no es estacionario en sentido regular.

La forma (2.14) es limitada para la práctica del análisis de series temporales, puesto que: (1) tiene un número infinito de parámetros, que no puede ajustarse directamente a una muestra finita de observaciones y (2) las series económicas que se encuentran en la práctica no son estacionarias, porque presentan tendencia, deambulan y/o presentan estacionalidad.

La primera limitación se resuelve con la forma de modelos ARMA(p,q) univariantes, puesto que se emplea la aproximación (s,b,r) de  $\psi(B)$ , con  $s = q$ ,  $b = 0$ ,  $r = p$ , para aproximar el conjunto infinito de parámetros en  $\psi(B)$  por un conjunto de p+q parámetros.

En cuanto a la segunda limitación, los modelos ARIMA(p,d,q), que son una generalización de los modelos ARMA(p,q), permiten tratar una forma homogénea de no estacionariedad en media muy frecuente, que se asocia con tendencia. Los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>, que son una generalización de los modelos ARIMA(p,d,q), permiten tratar la no estacionariedad en media que supone la estacionalidad en media, la única forma de estacionalidad considerada aquí. Una generalización adicional que se emplea en esta tesis es el Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG), que libera algunas restricciones presentes en los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>. A continuación se presentan detalladamente cada uno de los tipos de modelos anteriores.

### 2.2.1.3.1 Modelos ARMA(p,q)

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

$$\psi(B) = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \quad (2.16)$$

donde  $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  se denomina polinomio autorregresivo (AR(p)),  $\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$  se denomina polinomio de medias móviles (MA(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 polinomios  $\phi_p(B)$  y  $\theta_q(B)$  no tienen factores comunes (excepto el “1”) y cumplen las condiciones  $\phi_p(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$  (estacionariedad) y  $\theta_q(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$  (invertibilidad).

El modelo ARMA(p,q) de un proceso estacionario gaussiano  $N_t$  se escribe:

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

### 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) en el sentido siguiente. Se define la variable estacionaria  $w_t \equiv \nabla^d N_t$ , donde  $d$  es un parámetro entero no negativo, y en (2.17) se sustituye  $N_t$  por  $w_t$ :

$$\phi_p(B)w_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.18)$$

Los operadores  $\phi_p$  y  $\theta_q(B)$  se definen igual que en la subsección anterior y cumplen las mismas condiciones.

Cuando  $N_t$  requiere  $d$  diferencias para que  $w_t$  tenga una representación estacionaria e invertible, se dice que  $N_t$  es integrada de orden  $d$ ,  $I(d)$ , y se escribe  $N_t \sim I(d)$ .

### 2.2.1.3.3 Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>

El modelo ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>, donde  $s$  es el número de observaciones por año, permite representar la no estacionariedad en media debida a la presencia de estacionalidad. La variable  $z_t$  se descompone como en (2.12). La representación ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub> del componente puramente estocástico de  $z_t$ ,  $N_t$ , es una generalización del modelo ARIMA(p,d,q) y se escribe:

$$w_t = \nabla^d \nabla_s^D N_t \quad (2.19)$$

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

donde  $\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}$  se denomina polinomio autorregresivo anual (AR(P)<sub>s</sub>),

$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$  se denomina polinomio de medias móviles anual (MA(Q)<sub>s</sub>).

Los parámetros  $P$ ,  $D$  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 polinomios  $\phi_p(B)\Phi_P(B^s)$  y

$\theta_q(B)\Theta_Q(B^s)$  no tienen factores comunes (excepto el “1”) y cumplen

$\Phi_p(B^s) = 0 \Rightarrow |B^s| > 1$  (estacionariedad) y  $\Theta_Q(B^s) = 0 \Rightarrow |B^s| > 1$  (invertibilidad). Los

polinomios  $\phi_p(B)$  y  $\theta_q(B)$  se denominan en este caso AR y MA regulares respectivamente.

Se definen igual que en la subsección anterior y cumplen las mismas condiciones.

#### 2.2.1.3.4 Modelos de Estacionalidad Generalizada

En esta investigación se construyen modelos de estacionalidad generalizada para las series que presentan estacionalidad, siguiendo la metodología propuesta por Gallego (1995) y Gallego y Treadway (1996), con algunas extensiones.

El Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG) es una generalización de un modelo ARIMA(p,d,q)(P,1,Q)<sub>s</sub> con  $Q \geq 1$  y con, al menos, un factor MA(1)<sub>s</sub> con parámetro positivo. Aquí sólo se presenta el caso de  $s = 4$ , porque todas las series con estacionalidad que se analizan en esta tesis son trimestrales.

La variable  $z_t$  se descompone como en (2.12). El componente puramente estocástico de  $z_t$ ,  $N_t$ , tiene una representación ARIMA(p,d,q)(P,1,Q)<sub>s</sub> (2.19) con  $Q \geq 1$  y donde

$$\Theta_Q(B^4) = (1 - \Theta_1 B^4) \Theta'_{Q-1}(B^4).$$

Si se define  $n_t \equiv \frac{\phi_p(B)\Phi_p(B^4)\nabla^d N_t}{\theta_q(B)\Theta'_{Q-1}(B^4)}$ , el modelo puede escribirse como:

$$\nabla_4 n_t = (1 - \Theta_1 B^4) a_t \tag{2.20}$$

El operador  $\nabla_4$  en (2.20) puede escribirse como:

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

donde los factores simples irreducibles  $\nabla$ ,  $(1+B^2)$  y  $(1+B)$  son operadores AR

homogéneamente no estacionarios correspondientes a las frecuencias ( $f$ ) 0, 1 y 2

respectivamente. Las frecuencias se miden en ciclos por año. El operador de  $f = 0$  describe características regulares (de tendencia) mientras que los operadores de  $f = 1$  y  $f = 2$  describen características estacionales.

El operador  $MA(1)_4$  en (2.20) se puede descomponer en tres factores simples irreducibles de las mismas frecuencias que los factores simples irreducibles de  $\nabla_4$  :

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

El modelo MEG es una generalización del modelo en (2.20) y se escribe:

$$\nabla_4 n_t = (1 - \lambda_0 B)(1 - \lambda_1 B^2)(1 - \lambda_2 B) a_t \quad (2.23)$$

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

El modelo más general (2.23) conduce de nuevo al modelo (2.20) cuando se cumplen las restricciones (de igualdad de módulo de raíces características)  $\lambda_0 + \lambda_2 = 0$  y

$$\lambda_0 \lambda_2 - \lambda_1 = 0.$$

En el MEG se relaja la restricción de que todas las raíces del  $MA(1)_4$  de (2.20) tienen el mismo módulo, pero los operadores  $MA(1)$  y  $MA(2)$  del MEG mantienen las mismas frecuencias que los factores simples irreducibles del  $MA(1)_4$ . El parámetro del polinomio  $MA$  de frecuencia restringida ( $MA_f$ ) del MEG se denota por  $\lambda_f$  para  $f = 0, 1$  y  $2$ .

En el MEG los parámetros  $\lambda_f$  para  $f = 0, 1$  y  $2$  deben ser invertibles ( $|\lambda_f| < 1$ ), pero se puede contemplar y contrastar la hipótesis de no invertibilidad ( $|\lambda_f| = 1$ ). Cuando surge el caso no invertible en una frecuencia, se integra en dicha frecuencia y, como resultado de esta operación, aparece un componente determinista de integración de la misma frecuencia en  $z_t$  (y desaparecen tanto el polinomio  $MA_f$  como el factor simple no estacionario de frecuencia  $f$  de la diferencia anual).

Cuando  $\lambda_0 = 1$ , el modelo (2.23) presenta en ambos lados el operador  $\nabla$ , por lo que se integra en  $f = 0$  y, como resultado de la integración, se incorpora un parámetro (constante de integración)  $\mu$  de media al modelo de  $n_t$ , es decir, se aumenta el orden del componente de tendencia determinista de  $z_t$ . Cuando  $\lambda_1 = -1$ , el operador  $(1 + B^2)$  está en ambos lados del modelo. En consecuencia, se integra en  $f = 1$  y se añade a  $z_t$  el componente determinista estacional  $\alpha_1 \cos(\frac{\pi t}{2}) + \beta_1 \sin(\frac{\pi t}{2})$ . Cuando  $\lambda_2 = -1$ , el operador  $(1 + B)$  está en ambos lados del modelo, por lo que se integra en  $f = 2$  y se añade a  $z_t$  el componente determinista estacional  $\alpha_2 (-1)^t$ .

En el MEG, cuando los operadores  $MA_1$  y  $MA_2$  son no invertibles (invertibles), se tiene una representación completamente determinista (estocástica) de la estacionalidad. Cuando uno de estos operadores es invertible y el otro es no invertible se tiene una representación mixta de la estacionalidad.

El MEG presenta las siguientes ventajas respecto al  $ARIMA(p,d,q)(P,1,Q)_4$ : (1) se elimina una restricción paramétrica implícita en el  $MA(1)_4$  que relaciona equívocamente tendencia y estacionalidad, (2) los parámetros  $MA$  sirven como testigos de la aplicación excesiva de operadores  $AR$  homogéneamente no estacionarios y (3) admite formas de estacionalidad puramente deterministas, puramente estocásticas y mixtas. El coste de generalización es pequeño, ya que se añaden pocos parámetros adicionales.

## 2.2.2 Crítica a la Representación Univariante Empleada Comúnmente en la Literatura Econométrica

En la mayoría de los estudios econométricos publicados se emplean representaciones

AR puras para la variable observada,  $z_t$ , en la forma:

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

con  $a_t$  iid  $N(0, \sigma_a^2)$ . Muchas veces se quiere contrastar la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que

$z_t \sim I(1)$  versus la alternativa ( $H_1$ ) de que  $z_t \sim I(0)$ , que equivale a contrastar  $H_0 : c_0 = 1$

versus  $H_1 : c_0 < 1$ . En esta subsección se emplea una notación un poco diferente a la del

resto de la tesis. El orden del proceso AR es  $r+1$  en lugar de  $p$  y los parámetros

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_{r+1}$ , definidos como en la Subsección 2.2.1.3, cumplen:  $\phi_1 \equiv (c_0 + c_1)$ ,

$\phi_2 \equiv (c_2 - c_1)$ ,  $\phi_3 \equiv (c_3 - c_2)$ , ...,  $\phi_r \equiv (c_r - c_{r-1})$ ,  $\phi_{r+1} \equiv c_r$ . La notación de esta subsección

también es diferente de la que emplean otros autores, como Dickey y Fuller (1981) y

Perron (1989). En estos dos trabajos tampoco se utiliza la misma notación. En la Tabla 2.1

se presentan las diferencias de notación entre esta subsección y los dos artículos citados.

**Tabla 2.1:** Diferencias de notación

Esta subsección	B	r	$z_t$	$c_0$	$c_i, i = 1, \dots, r$	$a_t$
Dickey y Fuller (1981)		$p$	$Y_t$	$\rho$	$\theta_i, i = 1, \dots, p$	$e_t$
Perron (1989)	L	$k$	$y_t$	$\alpha$	$c_i, i = 1, \dots, k$	$e_t$

A continuación se expone porqué la manera en que se especifican los componentes deterministas de  $z_t$  en numerosos trabajos publicados que emplean la forma (2.24), p.e.

Dickey y Fuller (1981) y Perron (1989), conduce a modelos empíricos mal especificados. Se considera, p.e., el caso en que se quiere especificar para el nivel de  $z_t$  un componente de tendencia determinista lineal ( $\eta_0 + \eta_1 t$ ) y una variable de intervención de tipo escalón

cuantificado en el instante  $t^*$  ( $\omega_0 \xi_{\zeta_t}^{S,t^*}$ ). Entonces, comúnmente en la literatura econométrica, se especifica el modelo:

$$z_t = \eta_0 + \eta_1 t + \omega_0 \xi_{\zeta_t}^{S,t^*} + \omega_1 \xi_{\zeta_t}^{I,t^*} + c_0 z_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=r} c_i \nabla z_{t-i} + a_t \quad (2.25)$$

donde  $\omega_1 \xi_{\zeta_t}^{I,t^*}$  representa un impulso cuantificado en el instante  $t^*$ . Bajo la hipótesis nula de que  $z_t \sim I(1)$  ( $c_0 = 1$ ), se esperaría que  $\eta_0 \neq 0$ ,  $\eta_1 = 0$ ,  $\omega_0 = 0$  y  $\omega_1 \neq 0$ , mientras que, bajo la hipótesis alternativa de que  $z_t \sim I(0)$  ( $c_0 < 1$ ), se esperaría que  $\eta_0 \neq 0$ ,  $\eta_1 \neq 0$ ,  $\omega_0 \neq 0$  y  $\omega_1 = 0$ . Teniendo en cuenta que  $\omega_1 \xi_{\zeta_t}^{I,t^*} \equiv \omega_1 \nabla \xi_{\zeta_t}^{S,t^*}$ , el modelo (2.25) puede escribirse como:

$$\underbrace{(1 - c_0 B - \sum_{i=1}^{i=r} c_i \nabla B^i)}_{\phi_{r+1}(B)} z_t = \eta_0 + \eta_1 t + (\omega_0 + \omega_1 \nabla) \xi_{\zeta_t}^{S,t^*} + a_t \quad (2.26)$$

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

Cuando  $c_0 < 1$ , (2.26) puede escribirse como:

$$z_t = \frac{\eta_0}{\phi_{r+1}(1)} + \frac{\eta_1 t}{\phi_{r+1}(B)} + \frac{(\omega_0 + \omega_1 \nabla) \xi_{\zeta_t}^{S,t^*}}{\phi_{r+1}(B)} + N_t \quad (2.27)$$

con  $\phi_{r+1}(B)N_t \equiv a_t$ . A partir de (2.27) es fácil ver que, cuando  $c_0 < 1$ , y suponiendo que  $\eta_0 \neq 0$  y  $\eta_1 \neq 0$ , 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 paramétricamente muy complejo ( $\phi_{r+1}^{-1}(B)(\eta_0 + \eta_1 t)$ ), que ni tiene sentido, ni es el que el analista pretendía especificar. Tampoco se especifica para el nivel de  $z_t$  un escalón (cuantificado) en  $t^*$  ( $\omega_0 \xi_{\zeta_t}^{S,t^*}$ ), sino una secuencia infinita de escalones (cuantificados) a partir

del instante  $t^*$  ( $\phi_{r+1}^{-1}(\mathbf{B})\omega_0\xi_t^{S,t^*}$ ), cuando  $\omega_0 \neq 0$ , y una secuencia infinita de impulsos (cuantificados) a partir de  $t^*$  ( $\phi_{r+1}^{-1}(\mathbf{B})\omega_1\xi_t^{I,t^*}$ ), cuando  $\omega_0 = 0$ . Esto tampoco tiene sentido, ni fue pretendido por el analista. Además, la forma (2.27) 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  $\phi_{r+1}(\mathbf{B}) \equiv \phi_r^*(\mathbf{B})\nabla$  con

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

$\phi_r^*(\mathbf{B}) = 0 \Rightarrow |\mathbf{B}| > 1$ . En este caso el modelo (2.25) puede escribirse como:

$$\phi_r^*(\mathbf{B})\nabla z_t = \eta_0 + \eta_1 t + (\omega_0 + \omega_1 \nabla)\xi_t^{S,t^*} + a_t \quad (2.28)$$

o equivalentemente:

$$\nabla z_t = \frac{\eta_0}{\phi_r^*(1)} + \frac{\eta_1 t}{\phi_r^*(\mathbf{B})} + \frac{(\omega_0 + \omega_1 \nabla)\xi_t^{S,t^*}}{\phi_r^*(\mathbf{B})} + N_t^* \quad (2.29)$$

con  $\phi_r^*(\mathbf{B})N_t^* \equiv a_t$ . Cuando  $c_0 = 1$ , incluso aunque se cumpla  $\eta_1 = 0$ , no se especifica un simple término constante  $\eta_0$  para  $\nabla z_t$ , sino otro término constante, paramétricamente más complejo,  $\phi_r^{*-1}(\mathbf{B})\eta_0$ . Si  $\eta_1 \neq 0$ , entonces se especifica un componente de tendencia determinista lineal paramétricamente complejo ( $\phi_r^{*-1}(\mathbf{B})(\eta_0 + \eta_1 t)$ ) para  $\nabla z_t$  y, en consecuencia, se especifica un componente de tendencia determinista cuadrática, paramétricamente complejo, para  $z_t$ . Además, no se especifica para  $z_t$  un escalón (cuantificado) en el instante  $t^*$ , sino una secuencia infinita de escalones a partir de  $t^*$ , cuando  $\omega_0 = 0$ , y una secuencia infinita de variables de tipo rampa a partir de  $t^*$ , cuando  $\omega_0 \neq 0$ .

Los mismos comentarios fuertemente críticos que aparecen en el párrafo anterior se aplican aquí.

El ejemplo anterior sirve para ilustrar que, en muchos trabajos econométricos publicados, las representaciones univariantes que se emplean conducen necesariamente a modelos empíricos mal especificados. La descomposición de las variables en componentes determinista y estocástico que se emplea en esta investigación y se define en (2.12), evita esta clase de error de especificación, puesto que los componentes deterministas siempre se especifican directamente para el nivel de  $z_t$ .

Por otro lado, en la literatura econométrica, es común el uso de representaciones AR puras como (2.24), en lugar de las representaciones ARMA que se emplean en esta investigación. Las representaciones AR puras tienen los inconvenientes de que:

(1) no conducen a una parametrización más escueta que las ARMA en ningún caso pero, en muchos casos, sí conducen a una parametrización menos escueta y (2) ignoran las estructuras MA de autocorrelación que están presentes en las series sobrediferenciadas y en las que presentan dudas importantes en cuanto a si están o no sobrediferenciadas.

## 2.3 Construcción de Modelos Univariantes con Datos

En la Subsección 2.3.1 se describe el proceso de construcción de modelos de la forma ARIMA(p,d,q). Se construyen este tipo de modelos para las series anuales de las variables absolutas, para las series trimestrales de las variables absolutas que no presentan estacionalidad, y para las series trimestrales  $\ln Y$ ,  $\ln P$  y  $\ln Q$ , que, aunque están oficialmente desestacionalizadas, presentan estacionalidad determinista. En la Subsección 2.3.2 se describe el proceso de construcción de modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>4</sub>, elaborados para las series trimestrales de variables absolutas que presentan estacionalidad. En la Subsección

2.3.3 se detalla cómo se construyen los modelos MEG para estas series últimas. En la Subsección 2.3.4 se describe la construcción de modelos para los ratios de variables absolutas nominales. En la Subsección 2.3.5 se presentan algunos contrastes formales de hipótesis que se emplean en esta tesis. Por último, en la Subsección 2.3.6 se describe el tratamiento de incidentes anómalos que se emplea en esta tesis.

### 2.3.1 Construcción de Modelos ARIMA(p,d,q)

La primera etapa del proceso de construcción de modelos univariantes es la especificación inicial. En esta etapa se elige la transformación no lineal contemporánea que se va a aplicar a la serie original y se realiza una elección inicial (provisional) de: (1) el número de diferencias regulares (d) necesarias para que la serie diferenciada parezca estacionaria, (2) los órdenes p y q de la estructura ARMA, (3) la inclusión o no del parámetro  $\mu$ , media de la variable estacionaria  $w_t \equiv \nabla^d z_t$  y (4) la incorporación de términos de intervención para representar hechos anómalos que pueden distorsionar las herramientas de especificación o ser influyentes.

En primer lugar, se eligen los parámetros  $\lambda$  y  $m$  de la familia de transformaciones no lineales contemporáneas de Box y Cox (1964). Con pocas excepciones, la elección se limita en la práctica a la decisión de aplicar el logaritmo neperiano ( $\lambda = m = 0$ ) o no aplicarlo ( $\lambda = m = 1$ ). Las herramientas que se emplean en esta elección son: (1) gráficos de datos (tipificados) de la serie sin y con logaritmo y (2) gráficos (tipificados) de media-desviación típica de la serie sin y con logaritmo. Está justificado aplicar el logaritmo cuando en el gráfico de datos de la serie original se observa que la desviación típica local de los datos aumenta conforme aumenta la media local y cuando en el gráfico de media-desviación típica de la serie original se observa una relación positiva y aproximadamente lineal entre media local y desviación típica local. Si la transformación

logarítmica es adecuada, cabe esperar que la desviación típica local de la serie transformada esté estabilizada y que en su gráfico de media-desviación típica no se aprecie ninguna relación entre media local y desviación típica local. También está justificado aplicar el logaritmo para inducir linealidad, cuando el gráfico de datos originales presenta una forma exponencial.

En esta investigación, en unos pocos casos concretos no se elige la transformación no lineal contemporánea según estos criterios empíricos. Para las series de tipos de interés analizadas se impone a priori  $\lambda = 0$  y  $m = 1$ , es decir,  $z_t \equiv \ln(1 + R_t)$ , donde  $R_t$  es el tipo de interés original medido en unidades numéricas (no %). Por otro lado, para las series trimestrales de  $M2$  y  $S$  las herramientas (1) y (2) no muestran evidencia clara a favor o en contra de aplicar el logaritmo neperiano. Sin embargo, también se aplica el logaritmo neperiano a estas series para evitar que la desviación típica de las innovaciones de sus modelos dependa de la unidad de medida de las mismas.

En segundo lugar, se elige  $d$  de modo que la serie transformada parezca estacionaria. Las herramientas que se emplean en esta etapa son: (1) gráficos de datos (tipificados) de las transformaciones  $\nabla^d z_t$  con  $d = 0, 1$  y  $2$  y (2) gráficos de la función de autocorrelación simple ( $acf$ ) de estas mismas transformaciones. Se comienza mirando el gráfico de datos y de la  $acf$  de la serie original ( $d = 0$ ). Se considera que una serie temporal (no estacional) no parece estacionaria cuando su gráfico de datos presenta tendencia o deambula y los coeficientes de los retardos de su  $acf$  decrecen muy lentamente de forma lineal o cóncava hacia abajo. En este caso se examina  $d = 1$ , mirando, con los mismos criterios, a los mismos gráficos para la transformación  $\nabla z_t$ . Si esta serie no parece estacionaria, se aplica una diferencia adicional ( $d = 2$ ). La elección inicial de  $d$  se cuestiona en etapas posteriores del

proceso de análisis y puede reformularse.

Los gráficos de datos también permiten detectar incidentes anómalos, que pueden tratarse desde el comienzo con análisis de intervención, si se considera que pueden distorsionar las herramientas de especificación. Además, ayudan a detectar cambios de estructura posibles en la serie analizada.

Todos los materiales gráficos que se presentan en esta tesis han sido realizados con el programa gráfico GraphMaker, desarrollado por Sonia Brajín y por mí, bajo la dirección del profesor Arthur B. Treadway.

Una vez especificado  $d$ , se decide si incluir o no el parámetro  $\mu$ . Para ello se consulta la media muestral de la transformación que se considera estacionaria y la desviación típica de la media muestral. Si la media muestral es grande (en valor absoluto) en relación con su desviación típica, el analista puede querer incorporar un parámetro  $\mu$  de media al modelo. Sin embargo, es necesario tener presente que el hecho de que la media muestral sea grande en relación con su desviación típica puede ser debido a que  $d$  es insuficiente y/o a que queda estructura ARMA sin modelizar y/o a la presencia de valores anómalos en los datos que distorsionan la media muestral y su desviación típica. Por eso, antes de incluir el parámetro  $\mu$  en el modelo es necesario evaluar estas posibilidades. De todos modos, la decisión de incluir o no el parámetro  $\mu$  en el modelo se puede cuestionar en la etapa de diagnóstico con un contraste  $t$  de Student sobre el parámetro  $\mu$ , si se ha incluido en el modelo, o comparando la media muestral de los residuos con su desviación típica, si no se ha incluido.

En tercer lugar, se eligen  $p$  y  $q$ . Se emplean los gráficos de la  $acf$  y de la función de autocorrelación parcial ( $pacf$ ) de la transformación de la serie que se considera estacionaria. Se especifica la estructura ARMA identificando las configuraciones de las

*acf/pacf* teóricas derivadas en Box *et al.* (1994), Capítulo 3. Se especifica primero la estructura más obvia, pero el proceso iterativo puede dar lugar a reformulaciones.

A continuación, se procede a la estimación eficiente por MVENC del modelo ARIMA(p,d,q) especificado inicialmente, empleando el programa de estimación de modelos univariantes DRVUS, desarrollado por el profesor J. Alberto Mauricio. El programa DRVUS utiliza el algoritmo propuesto por Melard (1984) para evaluar la función de verosimilitud de los modelos ARIMA(p,d,q). En unas pocas ocasiones en esta investigación, que se indican en la Subsección 2.3.5.4, los modelos se estiman por el criterio de MVC, por las razones que se exponen en dicha sección.

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

La diagnosis del proceso computacional consiste en comprobar que el gradiente de la función de verosimilitud converge a cero (en la práctica hasta la precisión de seis posiciones decimales). En esta tesis, siempre se cumple esta condición de convergencia. La falta de convergencia computacional puede deberse a distintas causas que hay que evaluar: (1) errores de programación, (2) precisión insuficiente en los datos transformados y (3) errores de sobreparametrización. La precisión insuficiente en los datos transformados se evalúa repitiendo los cálculos con los datos transformados cambiados de escala (se multiplica por 10, 100, etc.).

La presencia de parámetros redundantes en los modelos, que puede darse con o sin falta de convergencia computacional, se detecta por errores estándar estimados altos en relación con el valor estimado del parámetro y/o correlaciones altas entre parámetros estimados. En esta tesis se presentan las correlaciones estimadas entre parámetros que son

mayores o iguales a 0.7, porque se considera que indican sobreparametrización, aunque esto no se toma rígidamente. Para evitar la redundancia de operadores, que es una forma concreta de sobreparametrización, en esta investigación todos los operadores se descomponen en factores simples irreducibles. Las tablas de resumen de los modelos, incluidas en los Apéndices T.3, T.4, T.5 y T.6, presentan todos los operadores factorizados.

El paso siguiente es la diagnosis estadística del modelo. Se considera que un modelo parece adecuado (o no presenta evidencia de mala especificación) cuando: (1) su gráfico de residuos está bien centrado y no presenta incidentes anómalos importantes que sugieran términos de intervención adicionales, (2) la media muestral de los residuos es pequeña en relación con su desviación típica, (3) las *acf/pacf* residuales no indican que falta estructura ARMA por incorporar al modelo y (4) el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978) no supera en mucho los grados de libertad (el número máximo 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. Se incorporan diferentes operadores AR y MA simples de sobreajuste. Por ejemplo, se añade un MA(1) de sobreajuste a los modelos que incluyen un operador AR(2) con raíces imaginarias, porque este operador último puede ocultar estructura de la forma MA(1).

A continuación, se considera la simplificación de la parametrización mediante contrastes formales de hipótesis. Por ejemplo, se contrastan las hipótesis relacionadas con el orden de diferenciación (no estacionariedad de un operador AR(1), no invertibilidad de un operador MA(1)). Los contrastes formales de hipótesis son herramientas de análisis apropiadas cuando se aplican en modelos estadísticamente adecuados, escuetamente parametrizados y eficientemente estimados. Además, en la práctica empleada en esta investigación, el resultado del contraste debe ser contundente para justificar implantar una

restricción paramétrica o tomar una decisión de especificación. En esta tesis, los resultados de los contrastes formales de hipótesis son contundentes en su mayoría y no se especifica el nivel formal de confianza, porque la hipótesis claramente se rechaza (o no) tanto al 90% como al 95% de confianza. Sólo se indican niveles de confianza cuando el resultado del contraste es ambiguo, p.e., cuando se rechaza al 90% pero no al 95%.

Conviene señalar que, en el proceso de construcción de modelos ARIMA(p,d,q) que acaba de describirse, y en los de construcción de modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>4</sub> y MEG, que se describen en las dos subsecciones siguientes, las herramientas gráficas juegan un papel fundamental, tanto en la etapa de especificación como en la de diagnosis. Este es un aspecto en el que la práctica empleada en esta investigación difiere claramente de la práctica econométrica habitual. La inmensa mayoría de los artículos publicados no presentan gráficos de las series que analizan, ni gráficos de residuos, y mucho menos gráficos de *acf/pacf* residuales.

### 2.3.2 Construcción de Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>4</sub>

En la construcción de modelos de la forma ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>4</sub> se emplea el mismo tipo de proceso iterativo expuesto en la Subsección 2.3.1 y el mismo tipo de herramientas.

En la especificación inicial se realizan las elecciones mencionadas en el primer párrafo de la subsección anterior y, además, se elige (de forma provisional) el número de diferencias anuales, D, y los órdenes P y Q de la estructura ARMA anual.

Se eligen d y D de modo que la serie transformada parezca estacionaria. Las herramientas que se emplean en esta etapa son: (1) gráficos de datos (tipificados) de las transformaciones  $\nabla^d \nabla_4^D z_t$  con  $d = 0, 1$  y  $2$  y  $D = 0$  y  $1$  y (2) gráficos de las *acf* de estas

mismas transformaciones. Se comienza mirando el gráfico de datos y de la *acf* de la serie original ( $d = 0, D = 0$ ). Cuando la serie presenta tendencia o deambula y/o los coeficientes de la *acf* decrecen lentamente de forma lineal o cóncava hacia abajo se pasa a examinar  $\nabla z_t$  ( $d = 1, D = 0$ ). Si el gráfico de datos de  $\nabla z_t$  no parece bien centrado y/o si los coeficientes de su *acf* decrecen lentamente, se examinan los mismos gráficos para  $\nabla^2 z_t$ . Una vez que el gráfico de datos parece bien centrado y desaparece el lento decrecimiento de los coeficientes de la *acf*, la estacionalidad se detecta cuando las observaciones de un mismo trimestre están sistemáticamente por encima (debajo) de la media muestral global y los coeficientes de los retardos anuales de la *acf* decrecen muy lentamente. En este caso se elige  $D = 1$ . Como la diferencia anual contiene una diferencia regular, la elección de  $d$  tiene que combinarse con la de  $D$ .

Para elegir  $p, q, P$  y  $Q$  se emplean los gráficos de las *acf/pacf* de la transformación de la serie que se considera estacionaria. Se emplean los retardos regulares de las *acf/pacf* para elegir  $p$  y  $q$  y los retardos anuales para elegir  $P$  y  $Q$ , teniendo en cuenta que las configuraciones de las *acf/pacf* teóricas de los  $\text{ARMA}(P, Q)_s$  en los retardos anuales son las mismas que las de los  $\text{ARMA}(p, q)$  en los retardos regulares.

El resto del proceso iterativo de construcción de modelos  $\text{ARIMA}(p, d, q)(P, D, Q)_4$  coincide con lo expuesto en la Subsección 2.3.1 para los modelos  $\text{ARIMA}(p, d, q)$ .

### 2.3.3 Construcción de Modelos MEG

Una vez que se tiene un modelo  $\text{ARIMA}(p, d, q)(P, 1, Q)_4$  con  $Q \geq 1$ , estadísticamente adecuado, eficientemente estimado y escueto en parámetros, se formula el modelo MEG. En esta investigación se elaboran modelos MEG para las series trimestrales de las variables absolutas que presentan estacionalidad, excepto para las series  $\ln P$ ,  $\ln Y$  y  $\ln Q$ , para las que

se detecta estacionalidad determinista como resultado de una operación de diagnóstico por sobreajuste.

La estimación eficiente del modelo MEG permite detectar sobrediferenciación en  $f = 0$  y/o  $f = 1$  y/o  $f = 2$  cuando se encuentran factores MA no invertibles. Se tiene este tipo de resultado cuando el parámetro estimado,  $\hat{\lambda}_f$ , resulta literalmente no invertible o cuando un contraste de hipótesis indica que el parámetro no difiere significativamente del valor no invertible.

Cuando se rechaza la hipótesis de no invertibilidad de un factor  $MA_f$  ( $f = 0,1,2$ ), resulta conveniente añadir al modelo, de sobreajuste, un factor AR estacionario en la misma frecuencia ( $AR_f$ ,  $f = 0,1,2$ ) y repetir el contraste. Los operadores  $AR_f$  se escriben como  $1 - \delta_0 B$  ( $AR_0$ ),  $1 - \delta_1 B^2$  ( $AR_1$ ) y  $1 - \delta_2 B$  ( $AR_2$ ), con  $0 < \delta_0 < 1$  y  $-1 < \delta_1 < 0$  y  $-1 < \delta_2 < 0$ .

Cuando se encuentra algún factor  $MA_f$  ( $f = 0,1,2$ ) no invertible, se integra en la frecuencia correspondiente y se estima eficientemente el modelo que se obtiene como resultado de la integración. Resulta conveniente añadir a este modelo último, como sobreajuste, un factor AR estacionario de la misma frecuencia que el operador MA eliminado por integración, si este operador  $AR_f$  no está ya presente en el modelo, para evaluar la posibilidad de estructura AR estacionaria en esta frecuencia.

Se eliminan del modelo los operadores  $AR_f$  estacionarios de sobreajuste si: (1) se rechaza la hipótesis de no invertibilidad y en el modelo original (sin integrar)  $\delta_f$  se estima no significativamente distinto de cero o (2) no puede rechazarse la hipótesis de no invertibilidad y en el modelo integrado en la frecuencia  $f$  el parámetro  $\delta_f$  se estima no significativamente distinto de cero.

En el proceso de construcción del MEG, primero se integra en los casos de parámetros

$MA_f$  estimados literalmente no invertibles y después se integra en las frecuencias con parámetros estimados más próximos a la zona de no invertibilidad, cuando el contraste DCD no rechaza la hipótesis de no invertibilidad.

Los contrastes formales de no invertibilidad de un factor  $MA_f$  y, en general, cualquier contraste formal, no se aplican aquí de forma rígida. En algunas ocasiones, aun cuando se rechaza la no invertibilidad de un factor  $MA_f$  con  $f=1,2$ , se ensaya integrando en la frecuencia correspondiente. Si los modelos integrado y no integrado en la frecuencia  $f$  parecen adecuados, se obtienen dos representaciones alternativas de la estacionalidad en esta frecuencia: una estocástica (modelo no integrado en la frecuencia  $f$ ) y una determinista (integrado en la frecuencia  $f$ ).

### 2.3.4 Construcción de Modelos Univariantes de Ratios de Variables

#### Nominales

En esta investigación se analizan series anuales y trimestrales de un conjunto de ratios de variables nominales ( $P/PC$ ,  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ ), aunque no se presenta detalladamente el proceso de análisis para todas ellas. Cada ratio (en logaritmo) se relaciona con las variables absolutas (en logaritmo) que lo componen por una identidad lineal, p.e.,  $\ln(P/PC) \equiv \ln P - \ln PC$ . En consecuencia para cada ratio se verifica:

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

donde  $z_{1t}$  es el logaritmo del ratio,  $z_{2t}$  es el logaritmo del numerador y  $z_{3t}$  es el logaritmo del denominador.

Cada  $z_{it}$  se compone, según la expresión (2.12), de un componente determinista y uno puramente estocástico:

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

A partir de (2.30) y (2.31) se deduce:

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

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

Las expresiones (2.32) y (2.33) implican que la especificación y valores paramétricos del modelo de cualquiera de las tres variables está dado 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 emplean aquí. No se imponen restricciones paramétricas de compatibilidad entre los componentes deterministas de las tres variables, pero la especificación de los términos deterministas de los modelos de los ratios se determina a partir de los modelos de las variables absolutas que los componen. Tampoco se implantan restricciones de compatibilidad en la especificación y valores paramétricos del componente estocástico. Sí que se tiene en cuenta que bajo (2.33) los órdenes de integración de las tres variables ligadas por una identidad tienen que ser iguales, o los de dos de ellas tienen que ser iguales y menor al de la tercera variable, si se tiene cointegración. El empleo de esta última condición de compatibilidad permite aclarar el orden de integración de las variables para las que sus análisis univariantes (en la muestra I/85-IV/99) no proporcionan un resultado claro de integración.

El primer paso en el análisis de los ratios de variables nominales es la estimación de un modelo ARIMA(0,2,0) con los términos deterministas presentes en los modelos de las variables nominales que componen dichos ratios, que se incluyen por compatibilidad. Los gráficos de datos y de *acf/pacf* del nivel y de la primera y segunda diferencia de los ratios una vez extraídos los términos deterministas estimados en estos modelos, se emplean en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de los ratios.

Por lo demás, el proceso de construcción de modelos univariantes para los ratios no difiere de lo expuesto en la Subsección 2.3.1 para los modelos ARIMA(p,d,q).

## 2.3.5 Contrastes de Hipótesis

### 2.3.5.1 Hipótesis de No Estacionariedad

Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad de un factor AR(1) con parámetro positivo con el estadístico de razón de verosimilitudes generalizada no condicionada propuesto en Shin y Fuller (1998), en adelante SF. Los autores demuestran que las propiedades asintóticas de este contraste no difieren entre un ARMA(p+1,q) con factor ARMA(p,q) estrictamente estacionario e invertible y un simple AR(1) y aportan evidencia de que este contraste es superior, en tamaño y potencia, a los contrastes alternativos disponibles.

Las hipótesis nula y alternativa, y el estadístico de contraste son:

$$\begin{aligned}
 H_0 : \phi_1 &= 1 \\
 H_1 : \phi_1 &< 1
 \end{aligned}$$

$$\text{Estadístico SF} = \begin{cases} l(\hat{\phi}_1) - l(\bar{\phi}_1) & \text{si } \hat{\phi}_1 \leq \bar{\phi}_1 \\ 0 & \text{si } \hat{\phi}_1 > \bar{\phi}_1 \end{cases} \quad (2.34)$$

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

La hipótesis nula se rechaza al nivel de confianza  $1 - \alpha$  cuando el valor del estadístico es mayor que el valor crítico tabulado en Shin y Fuller (1998) para este nivel de confianza.

Los autores tabulan los valores críticos para  $n = 25, 50, 100, 250$  y  $500$ . Los valores críticos que se emplean en esta investigación son interpolaciones lineales de los anteriores y se presentan en la Tabla 2.2.

**Tabla 2.2:** Valores críticos interpolados del estadístico SF empleados en esta investigación

n	$\alpha$		
	.10	.05	.01
40	1.04	1.72	3.38
41	1.05	1.72	3.38
59, 60, 69 y 70	1.06	1.75	3.41
82	1.07	1.75	3.41
163	1.07	1.75	3.42

### 2.3.5.2 Hipótesis de No Invertibilidad

Se contrasta la no invertibilidad de un operador  $MA_f$  con parámetro estimado invertible con un contraste de razón de verosimilitudes generalizada basado en el propuesto en Davis *et al.* (1995, 1996), en adelante contraste DCD.

Para contrastar la no invertibilidad de un  $MA(1)$  con parámetro positivo, que ilustra el caso  $MA_0$ , las hipótesis nula y alternativa y el estadístico de contraste se definen como:

$$\begin{aligned} H_0 : \theta_1 &= 1 \\ H_1 : \theta_1 &< 1 \end{aligned} \tag{2.35}$$

$$\text{Estadístico DCD} = 2 [ l(\hat{\theta}_1) - l(\theta_1 = 1) ]$$

donde  $l(\hat{\theta}_1)$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado sin restringir y  $l(\theta_1 = 1)$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado restringido.

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

y 4.41 ( $\alpha = .01$ ).

El caso de un  $MA_2$  se trata de forma análoga, empleando los mismos valores críticos, porque se trata de un  $MA(1)$  pero con parámetro negativo.

En el caso de un  $MA_1$ , la distribución del estadístico DCD bajo la hipótesis nula de no invertibilidad no está tabulada. Sin embargo, dado que Davis *et al.* (1995,1996) tabulan la distribución del estadístico DCD para un  $MA(1)$  ( $s = 1$ ) y para un  $MA(1)_4$  ( $s = 4$ ), para contrastar la no invertibilidad de operadores  $MA_1$  (idéntico al caso  $s = 2$ ) se emplea en esta tesis una interpolación lineal de 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 ( $\alpha = .01$ ).

### 2.3.5.3 Hipótesis de Raíces Reales para un Operador AR(2) con Raíces

#### Imaginarias

En algunos casos las raíces estimadas de un operador AR(2) son imaginarias pero próximas a reales. En estos casos es deseable contrastar la hipótesis de raíces reales, sobre todo cuando se duda de si el orden de diferenciación del modelo es suficiente o no, puesto que si no se rechaza la hipótesis de raíces reales, se puede contrastar la no estacionariedad del factor AR(1) con parámetro estimado mayor de los dos, usando el contraste SF. Si se rechaza la hipótesis de raíces reales, el empleo de SF no estaría justificado.

Para contrastar la hipótesis de raíces reales, se emplea el estadístico de Razón de Verosimilitudes (RV). Las hipótesis nula y alternativa y el estadístico de contraste son:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_1^2 + 4\phi_2 &> 0 \\ H_1 : \phi_1^2 + 4\phi_2 &< 0 \end{aligned} \tag{2.36}$$

$$\text{Estadístico RV} = 2[l(H_1) - l(H_0)]$$

donde  $l(H_1)$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado sin restringir (raíces imaginarias) y  $l(H_0)$  es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo estimado restringido a tener raíces reales.

El estadístico de contraste se distribuye como una  $\chi_1^2$  bajo la hipótesis nula. La hipótesis nula se rechaza al nivel de confianza  $1 - \alpha$  cuando el valor del estadístico es mayor que el valor tabulado de una  $\chi_1^2$  para este nivel de confianza.

Si la función de verosimilitud de un modelo no es unimodal, puede ocurrir que se rechace la hipótesis de raíces reales, pero que, al mismo tiempo, el valor de la función de verosimilitud del modelo AR(2) factorizado en dos AR(1) y con el parámetro de uno de los operadores AR(1) restringido a ser igual al valor umbral del estadístico SF,  $\bar{\phi}_1$  (véase la Subsección 2.3.5.1), sea mayor que el valor de la función de verosimilitud del modelo AR(2) con raíces imaginarias. En este caso no se rechazaría la hipótesis de no estacionariedad. Para tener en cuenta esta posibilidad, en los casos de AR(2) con raíces imaginarias que se presentan en esta tesis, se comparan estos dos valores de la función de verosimilitud antes de contrastar la hipótesis de raíces reales. En ninguno de estos casos se detecta multimodalidad.

#### **2.3.5.4 Hipótesis de Ausencia de Cambio Paramétrico en los Modelos**

##### **Univariantes de $\ln P$ y $\ln PC$ en la Muestra I/59-IV/99**

En la Sección 3.3 del Capítulo 3 se examina la posibilidad de que los parámetros de los modelos univariantes de las series trimestrales  $\ln P$  y  $\ln PC$  en la muestra I/59-IV/99 (muestra global) cambien entre las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP. Para estas dos series se especifican y estiman modelos ARI(2,2) con  $\mu = 0$ . Se contrasta la hipótesis de ausencia de cambio en los parámetros de estos modelos empleando un estadístico de RV que

se construye según se describe a continuación.

Se define  $\mathbf{w}_n = (w_1, w_2, \dots, w_n)^T$  como el vector de valores observados de las series estacionarias  $\nabla^2 \ln P$  y  $\nabla^2 \ln PC$  y se supone:

$$\begin{aligned} w_t &= \phi_1^1 w_{t-1} + \phi_2^1 w_{t-2} + a_{1t}, \quad a_{1t} \text{ iid } N(0, \sigma_1^2) \text{ para } t = 1, \dots, t^* - 1 \\ w_t &= \phi_1^2 w_{t-1} + \phi_2^2 w_{t-2} + a_{2t}, \quad a_{2t} \text{ iid } N(0, \sigma_2^2) \text{ para } t = t^*, \dots, n \end{aligned} \quad (2.37)$$

Las hipótesis nula y alternativa se definen como:

$$\begin{aligned} H_0 &: \phi_1^1 = \phi_1^2, \phi_2^1 = \phi_2^2, \sigma_1 = \sigma_2 \\ H_1 &: \phi_1^1 \neq \phi_1^2 \text{ y/ó } \phi_2^1 \neq \phi_2^2 \text{ y/ó } \sigma_1 \neq \sigma_2 \end{aligned} \quad (2.38)$$

Bajo  $H_0$  la función de *dcp* no condicionada de  $w_1, w_2, \dots, w_n$  se escribe:

$$p(\mathbf{w}_n | \phi_1, \phi_2, \sigma) = p(w_3, w_4, \dots, w_n | w_2, \phi_1, \phi_2, \sigma) p(w_2 | \phi_1, \phi_2, \sigma) \quad (2.39)$$

donde  $\mathbf{w}_2 = (w_1, w_2)^T$  y donde  $p(\cdot)$  denota una función de densidad de probabilidad conjunta o condicionada. El primer factor del lado derecho de la ecuación (2.39) se obtiene a partir de la función de *dcp* de las innovaciones:

$$p(a_3, \dots, a_n) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{(n-2)}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=3}^n a_t^2\right\} \quad (2.40)$$

Para  $\mathbf{w}_2$  dado,  $(a_3, \dots, a_n)$  y  $(w_3, \dots, w_n)$  están relacionados por la siguiente transformación:

$$\begin{aligned} a_3 &= w_3 - \phi_1 w_2 - \phi_2 w_1 \\ &\vdots \\ a_n &= w_n - \phi_1 w_{n-1} - \phi_2 w_{n-2} \end{aligned} \quad (2.41)$$

la cual tiene un jacobiano unitario. De este modo se obtiene:

$$p(w_3, w_4, \dots, w_n | w_2, \phi_1, \phi_2, \sigma) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{(n-2)}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=3}^n (w_t - \phi_1 w_{t-1} - \phi_2 w_{t-2})^2\right\} \quad (2.42)$$

Se define  $\gamma_0 \equiv E(w_t^2) = \frac{(1-\phi_2)\sigma^2}{(1+\phi_2)[(1-\phi_2)^2 - (\phi_1)^2]}$  y

$\gamma_1 \equiv E(w_t w_{t-1}) = \frac{\phi_1 \sigma^2}{(1+\phi_2)[(1-\phi_2)^2 - (\phi_1)^2]}$ . El segundo factor del lado derecho de la

ecuación (2.39) se puede escribir:

$$p(\mathbf{w}_2 | \phi_1, \phi_2, \sigma) = \frac{f(\gamma_0, \gamma_1)}{2\pi} \exp\left\{-\frac{\gamma_0 w_1^2 - 2\gamma_1 w_1 w_2 + \gamma_0 w_2^2}{2(\gamma_0^2 - \gamma_1^2)}\right\} \quad (2.43)$$

con  $f(\gamma_0, \gamma_1) = \left| \begin{bmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 \\ \gamma_1 & \gamma_0 \end{bmatrix} \right|^{-1/2}$

La función de *dcp* no condicionada,  $p(\mathbf{w}_n | \phi_1, \phi_2, \sigma)$ , tiene la misma forma que la función  $L(\phi_1, \phi_2, \sigma | \mathbf{w}_n)$ , donde  $L(\cdot)$  representa la función de verosimilitud no condicionada (fvn). De este modo, el logaritmo de la fvn ( $l(\cdot)$ ) para el AR(2) en la muestra completa ( $t = 1, \dots, n$ ) bajo  $H_0$  se escribe:

$$l(\phi_1, \phi_2, \sigma | \mathbf{w}_n) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi + \ln f(\gamma_0, \gamma_1) - (n-2) \ln \sigma - \left[ \frac{\gamma_0 w_1^2 - 2\gamma_1 w_1 w_2 + \gamma_0 w_2^2}{2(\gamma_0^2 - \gamma_1^2)} \right] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=3}^n (w_t - \phi_1 w_{t-1} - \phi_2 w_{t-2})^2 \quad (2.44)$$

Generalizando la expresión anterior para el supuesto de que se cumpla  $H_1$  se tiene:

$$l(\phi_1^1, \phi_2^1, \sigma_1, \phi_1^2, \phi_2^2, \sigma_2 | \mathbf{w}_n) = -\ln 2\pi + \ln f(\tilde{\gamma}_0, \tilde{\gamma}_1) - \left[ \frac{\tilde{\gamma}_0 w_1^2 - 2\tilde{\gamma}_1 w_1 w_2 + \tilde{\gamma}_0 w_2^2}{2(\tilde{\gamma}_0^2 - \tilde{\gamma}_1^2)} \right] - \frac{(t^* - 3)}{2} \ln 2\pi - (t^* - 3) \ln \sigma_1 - \frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{t=3}^{t^*-1} (w_t - \phi_1^1 w_{t-1} - \phi_2^1 w_{t-2})^2 - \frac{(n - t^* + 1)}{2} \ln 2\pi - (n - t^* + 1) \ln \sigma_2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{t=t^*}^n (w_t - \phi_1^2 w_{t-1} - \phi_2^2 w_{t-2})^2 \quad (2.45)$$

$$\text{donde } \tilde{\gamma}_0 \equiv E(w_t^2) = \frac{(1-\phi_2^1)\sigma_1^2}{(1+\phi_2^1)[(1-\phi_2^1)^2 - (\phi_1^1)^2]},$$

$$\tilde{\gamma}_1 \equiv E(w_t w_{t-1}) = \frac{\phi_1^1 \sigma_1^2}{(1+\phi_2^1)[(1-\phi_2^1)^2 - (\phi_1^1)^2]} \quad \text{y} \quad f(\tilde{\gamma}_0, \tilde{\gamma}_1) = \left| \begin{bmatrix} \tilde{\gamma}_0 & \tilde{\gamma}_1 \\ \tilde{\gamma}_1 & \tilde{\gamma}_0 \end{bmatrix}^{-1} \right|^{1/2}$$

La suma de los seis primeros términos del lado derecho de la ecuación (2.45) es el valor del logaritmo de la fvn para la primera submuestra y la suma de los tres últimos términos es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud condicionada (fvc) para la segunda submuestra. Dado lo anterior, el estadístico de RV para contrastar la hipótesis de ausencia de cambio paramétrico, que se distribuye como una  $\chi_3^2$  bajo  $H_0$ , se escribe:

$$\begin{aligned} \text{Estadístico RV} &= 2[l(H_1) - l(H_0)] = \\ &2[\ln(\text{fvn en la primera submuestra}) + \ln(\text{fvc en la segunda submuestra}) \\ &-\ln(\text{fvn en la muestra completa})] \end{aligned} \quad (2.46)$$

Por esta razón, en las comparaciones de dos submuestras consecutivas que se incluyen en las Subsecciones 3.3.1-3.3.3 del Capítulo 3, se estima por MVENC en la primera submuestra y en la muestra completa, y en la segunda submuestra se estima por MVC, usando la versión VI.1 del paquete informático SCA (*Scientific Computing Associates*).

### 2.3.5.5 Hipótesis de Simplificación de Parámetros de Estacionalidad Determinista

En esta tesis la estacionalidad determinista de una serie trimestral  $z_t$  se representa como la suma de tres componentes:

$$S_t \equiv \alpha_{10} \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \beta_{10} \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \alpha_{20} (-1)^t \quad (2.47)$$

La estacionalidad determinista se puede representar alternativamente como:

$$S_t \equiv \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \xi_t^i, \quad \text{con } \xi_t^i \begin{cases} 1 & \text{en el trimestre } i \\ 0 & \text{en los demás trimestres} \end{cases} \quad \text{y} \quad \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \equiv 0 \quad (2.48)$$

Los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  en (2.47) y los parámetros  $\omega_{i0}$   $i = 1, \dots, 4$  en (2.48) se relacionan según:

$$\begin{aligned}\omega_{10} &= \beta_{10} - \alpha_{20} \\ \omega_{20} &= -\alpha_{10} + \alpha_{20} \\ \omega_{30} &= -\beta_{10} - \alpha_{20} \\ \omega_{40} &= \alpha_{10} + \alpha_{20}\end{aligned}\tag{2.49}$$

Con el fin de usar el menor número de parámetros que los datos admitan para representar la estacionalidad determinista de  $z_t$ , se contrastan hipótesis sobre estos parámetros. En primer lugar, se contrasta si los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  son individualmente significativamente distintos de cero, empleando el contraste  $t$  de Student.

A continuación, se contrasta si los parámetros  $\omega_{i0}$   $i = 1, \dots, 4$  son individualmente significativamente distintos de cero, que equivale a contrastar restricciones lineales entre los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$ . Se emplea el contraste  $t$  de Student. Cuando se contrasta  $H_0 : \omega_{i0} = 0$ , se está contrastando la hipótesis de que  $z_t$  no presenta estacionalidad en el trimestre  $i$ .

Se pueden derivar hipótesis adicionales (interpretables) sobre los parámetros de estacionalidad, expresando la estacionalidad determinista en su variación. Aplicando el operador  $\nabla$  a la expresión (2.47) se tiene:

$$\nabla S_t \equiv \alpha_{10} \nabla \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \beta_{10} \nabla \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \alpha_{20} \nabla (-1)^t\tag{2.50}$$

Empleando las identidades  $\cos\left(\frac{\pi(t-1)}{2}\right) \equiv \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right)$ ,  $\sin\left(\frac{\pi(t-1)}{2}\right) \equiv -\cos\left(\frac{\pi t}{2}\right)$  y

$(-1)^{t-1} \equiv -(-1)^t$ , la expresión (2.50) puede escribirse como:

$$\nabla S_t \equiv \alpha_{11} \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \beta_{11} \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \alpha_{21} (-1)^t \quad (2.51)$$

con  $\alpha_{11} \equiv \alpha_{10} + \beta_{10}$ ,  $\beta_{11} \equiv \beta_{10} - \alpha_{10}$  y  $\alpha_{21} \equiv 2\alpha_{20}$ .

Contrastar la significación individual de los parámetros  $\alpha_{11}$ ,  $\beta_{11}$  y  $\alpha_{21}$  permite contrastar dos nuevas restricciones lineales entre los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$ , que son  $H_0 : \alpha_{11} \equiv \alpha_{10} + \beta_{10}$  y  $H_0 : \beta_{11} \equiv \beta_{10} - \alpha_{10}$ . Nótese que contrastar  $H_0 : \alpha_{21} = 0$  equivale a contrastar  $H_0 : \alpha_{20} = 0$ .

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

$$\nabla S_t \equiv \sum_{i=1}^4 \omega_{i0} \nabla \xi_t^i = \sum_{i=1}^4 \omega_{i1} \xi_t^i \quad (2.52)$$

con  $\omega_{11} \equiv \omega_{10} - \omega_{40}$ ,  $\omega_{21} \equiv \omega_{20} - \omega_{10}$ ,  $\omega_{31} \equiv \omega_{30} - \omega_{20}$  y  $\omega_{41} \equiv \omega_{40} - \omega_{30}$ . Se puede

contrastar la significación individual de los parámetros  $\omega_{i1}$  para  $i = 1, 2, 3$  y  $4$ , esto es:

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

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

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

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

De este modo, se derivan cuatro nuevas restricciones lineales entre  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$ .

Cuando se contrasta  $H_0 : \omega_{i1} = 0$ , se está contrastando la hipótesis de que la serie  $\nabla z_t$  no presenta estacionalidad en el trimestre  $i$ .

Adicionalmente, se pueden derivar hipótesis de significación individual de los parámetros  $\nabla^2 S_t$ . Si se denota a estos parámetros  $\alpha_{12}$ ,  $\beta_{12}$ ,  $\alpha_{22}$ ,  $\omega_{12}$ ,  $\omega_{22}$ ,  $\omega_{32}$  y  $\omega_{42}$ , se obtienen las restricciones:

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

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

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

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

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

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

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

Las cuatro últimas hipótesis suponen cuatro nuevas restricciones lineales a contrastar entre los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$ .

### 2.3.6 Tratamiento de Incidentes Anómalos

En esta investigación se lleva a cabo un tratamiento cuidadoso de los incidentes anómalos que se detectan en los datos, para evitar que estos incidentes distorsionen las herramientas de especificación o influyan en los parámetros estimados de los modelos. Los incidentes anómalos se representan con análisis de intervención, según Box y Tiao (1975).

Los términos de intervención que representan incidentes anómalos se mantienen en el modelo cuando: (1) se tiene información extramuestral que los justifique como “contaminación” en los datos, (2) son influyentes en la decisión acerca del orden de integración de la serie o en los otros parámetros estimados del modelo o (3) son necesarios para que se cumpla la compatibilidad en los términos de intervención de variables ligadas por una identidad.

En primer lugar, se lleva a cabo una búsqueda exhaustiva de información extramuestral que justifique los incidentes anómalos detectados como “contaminación”, p. e., si el incidente se debe a errores en los datos, cambios de definición o hechos que parecen claramente contaminantes por otras razones.

Cuando no se dispone de este tipo de explicaciones extramuestrales para un incidente anómalo y su presencia no es necesaria para que se cumpla la compatibilidad en los términos de intervención de variables ligadas por una identidad, es necesario evaluar la influencia del parámetro de intervención asociado a este incidente en la decisión acerca del orden de integración de la serie y en los otros parámetros estimados del modelo. Esta evaluación se realiza siempre en un modelo estadísticamente adecuado y eficientemente estimado.

Para evaluar la influencia de un parámetro de intervención en la decisión acerca del orden de integración, se quita este parámetro del modelo y en el modelo resultante se contrasta la hipótesis acerca del orden de integración que proceda. Se considera que un parámetro de intervención es individualmente influyente en la decisión acerca del orden de integración, si se modifica esta decisión cuando se quita dicho parámetro del modelo.

Después de evaluar la influencia individual de cada parámetro de intervención, se evalúa la influencia por pares de los parámetros de intervención que no han resultado influyentes individualmente. A continuación se evalúa la influencia por tríos de los parámetros que no han resultado influyentes individualmente ni por pares, y así sucesivamente.

Se considera que un parámetro de intervención es individualmente influyente en los otros parámetros del modelo cuando, al ser eliminado del modelo, se producen cambios en la estimación de alguno(s) de los demás parámetros superiores a una desviación típica (en valor absoluto). El criterio de una desviación típica, arbitrario en varios sentidos, se aplica con flexibilidad en esta investigación. Después de evaluar la influencia individual, se evalúa la influencia por pares de los parámetros de intervención que no han resultado individualmente influyentes, y así sucesivamente.

Cuando un parámetro de intervención resulta influyente, y su inclusión no está justificada por información extramuestral ni por razones de compatibilidad, se decide si

incluirlo o no en el modelo, ponderando los costes de dos tipos de errores: (1) despreciar la información que aportan los datos anómalos acerca del proceso estocástico, cuando estos datos no son “contaminación”, (2) tratar como información acerca del proceso estocástico un incidente que refleja “contaminación”. En esta tesis se pondera mucho el segundo tipo de error y poco el primer tipo de error, por lo que, en general, se incluyen en los modelos todos los parámetros de intervención que parecen influyentes.

En algunos análisis que se presentan en esta tesis, cuando se tiene un modelo que parece estadísticamente adecuado, se incorporan al mismo, como sobreajuste, parámetros de intervención adicionales que representan incidentes anómalos que se detectan en la serie residual y que, aparentemente, no son importantes, para evaluar la robustez de los parámetros del modelo y de la decisión acerca del orden de integración frente a estos parámetros de intervención.

## 2.4 Representaciones Multivariantes de Series Temporales

En la Subsección 2.4.1 se presentan las distintas formas de modelos multivariantes empleadas en esta tesis. En la Subsección 2.4.2 se critican dos formas de modelos multivariantes que se emplean habitualmente en la literatura econométrica.

### 2.4.1 Representaciones Multivariantes Empleadas en Esta Tesis

#### 2.4.1.1 Algunos Conceptos Básicos y Notación

A continuación se define notación y unos pocos conceptos básicos, que se emplean en el resto de esta tesis.

Se considera un vector de variables  $\mathbf{z}_t \equiv [z_{it}]$   $i = 1, \dots, m$ . Cada  $z_{it}$ , definida como en (2.10), se descompone, sin pérdida de generalidad, en un componente determinista  $\xi_{it}$ , que es la suma de componentes deterministas de intervención, de tendencia y de estacionalidad, y en

un componente puramente estocástico,  $N_{it}$  :

$$z_{it} \equiv \xi_{it} + N_{it} \quad (2.53)$$

Se define el vector  $N_t \equiv [N_{it}]_{i=1, \dots, m}$ .

Se dice que hay  $r$  relaciones de cointegración  $CI(d,b)$  en el vector  $N_t$  (y que  $N_t$  contiene  $m-r$  factores no estacionarios  $I(d)$ ), con  $d$  y  $b$  números enteros no negativos tal que  $d-b \geq 0$  y  $r$  un número entero tal que  $0 < r < m$ , cuando se cumplen dos condiciones:

(1)  $N_{it} \sim I(d) \quad \forall i=1, \dots, m$  ( $N_t \sim I(d)$ ) y (2)  $\exists$  una matriz  $r \times m$  de constantes reales  $C$

con rango  $\rho(C) = r$  tal que  $w_{1jt} \sim I(d-b) \quad \forall j=1, \dots, r$  donde  $w_{1t} \equiv CN_t = [w_{1jt}]$

( $w_{1t} \sim I(d-b)$ ).

Cuando las dos condiciones se cumplen, es siempre factible particionar  $C$  y  $N_t$  de forma conformable, con  $C = [C_1 \mid C_2]$  para  $C_1$   $r \times r$  con  $|C_1| \neq 0$  y

$C_2$   $r \times (m-r)$  y  $N_t = \begin{bmatrix} N_{1t} \\ N_{2t} \end{bmatrix}$  para  $N_{1t}$   $r \times 1$  y  $N_{2t}$   $(m-r) \times 1$ , y así escribir

$w_{1t} \equiv CN_t = C_1 N_{1t} + C_2 N_{2t}$ . Dado que  $|C_1| \neq 0$  y  $w_{1t} \sim I(d-b)$ , se aprecia que

$C_1^{-1} w_{1t} = N_{1t} + C_1^{-1} C_2 N_{2t} \sim I(d-b)$  también. En adelante, se emplea la notación

$A = -C_1^{-1} C_2$ , es decir,  $w_{1t} \equiv N_{1t} - AN_{2t}$  para  $A$   $r \times (m-r)$ . Es decir, el analista puede

elegir  $r$  de las variables en  $N_t$  para formar  $N_{1t}$  y así normalizar la matriz  $C$  para que tome

la forma  $C = [I_r \mid -A]$ . Por supuesto, ninguna fila de  $A$  puede tener todos sus elementos

cero.

Cuando no hay relaciones de cointegración en un vector  $N_t \sim I(d)$ , se dice que  $N_t$  es conjuntamente integrado de orden  $d$ ,  $JI(d)$ , y se escribe  $N_t \sim JI(d)$ .

Aquí se considera únicamente el caso en que  $\mathbf{N}_t \sim I(1)$ , aunque es fácil ver que esta condición no es muy restrictiva en la práctica, porque en muchas ocasiones en que esto no se cumple, basta con redefinir alguna(s) de las variables del conjunto que se está considerando para que se cumpla. Dada que sólo se trata el caso  $\mathbf{N}_t \sim I(1)$ , se tienen dos posibilidades que hay que distinguir en términos de representación: (1)  $\mathbf{N}_t \sim JI(1)$  y (2) hay  $r$  relaciones  $CI(1,1)$  en el vector  $\mathbf{N}_t$ .

### 2.4.1.2 Representación Multivariante ARMA(p,q) Estacionaria e Invertible

Sea el vector  $\mathbf{N}_t \sim JI(1)$ . En esta tesis el vector  $\mathbf{w}_t \equiv \nabla \mathbf{N}_t$  recibe una representación ARMA(p,q) multivariante estacionaria, invertible y gaussiana:

$$\Phi_p(B)\mathbf{w}_t = \Theta_q(B)\mathbf{a}_t \quad (2.54)$$

con  $\Phi_p(B)$  y  $\Theta_q(B)$  dos matrices  $m \times m$  de polinomios con coeficientes reales constantes, normalizadas a tener en su primera posición la matriz identidad de tamaño  $m$  ( $\mathbf{I}_m$ ), de órdenes finitos (enteros y no negativos)  $p$  y  $q$  respectivamente:

$$\Phi_p(B) = \mathbf{I}_m - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p \quad (2.55)$$

$$\Theta_q(B) = \mathbf{I}_m - \Theta_1 B - \dots - \Theta_q B^q \quad (2.56)$$

Las matrices  $\Phi_p(B)$  y  $\Theta_q(B)$  se denominan, respectivamente, matriz autorregresiva (AR(p)) y matriz de medias móviles (MA(q)) y cumplen:

$$|\Phi_p(B)| \neq 0 \quad \Rightarrow \quad |B| > 1 \quad (\text{estacionariedad}) \quad (2.57)$$

$$|\Theta_q(B)| \neq 0 \quad \Rightarrow \quad |B| > 1 \quad (\text{invertibilidad}) \quad (2.58)$$

Las matrices  $\Phi_p(B)$  y  $\Theta_q(B)$  son primas relativas por la izquierda, es decir, no existe ninguna matriz  $\mathbf{E}(B)$   $m \times m$  de polinomios con coeficientes reales constantes, de

orden finito y normalizada ( $\mathbf{E}(0) = \mathbf{I}_m$ ) tal que  $\Phi_p(\mathbf{B}) \equiv \mathbf{E}(\mathbf{B})\Phi'_p(\mathbf{B})$  y

$\Theta_q(\mathbf{B}) \equiv \mathbf{E}(\mathbf{B})\Theta'_q(\mathbf{B})$  con  $\Phi'_p(\mathbf{B})$  y  $\Theta'_q(\mathbf{B})$  matrices  $m \times m$  normalizadas y de orden finito, excepto  $\mathbf{I}_m$ .

El vector de innovaciones  $\mathbf{a}_t$  es iid  $N(\mathbf{0}_n, \Sigma)$ , con  $\Sigma$  una matriz  $m \times m$  simétrica definida positiva.

Un caso especial de esta representación se da cuando  $\Phi_p(\mathbf{B})$  y  $\Theta_q(\mathbf{B})$  son diagonales. En este caso se dice que el modelo tiene dinámica diagonal.

### 2.4.1.3 Representación en el caso de $r$ Relaciones CI(1,1)

En el caso de  $r$  relaciones CI(1,1) en el vector  $\mathbf{N}_t$ ,  $\mathbf{w}_{1t} \equiv \mathbf{N}_{1t} - \mathbf{A}\mathbf{N}_{2t} \sim I(0)$ . Se puede elegir cualquier conjunto de otras  $m-r$  combinaciones lineales de los componentes de  $\mathbf{N}_t$ , diferentes de las  $r$  combinaciones incluidas en  $\mathbf{w}_{1t}$ . El vector  $m \times 1$  de variables que incluye  $\mathbf{w}_{1t}$  y las primeras diferencias de estas nuevas combinaciones lineales, tiene una representación ARMA(p,q) multivariante estacionaria, invertible y gaussiana, como la que se define en la subsección anterior para  $\mathbf{w}_t$ . En la representación triangular de corrección de error propuesta por Phillips (1991), el vector de las otras  $m-r$  combinaciones lineales que se escoge es  $\mathbf{N}_{2t}$ . Entonces,  $\mathbf{w}_t \equiv (\mathbf{w}_{1t}^T, \nabla \mathbf{N}_{2t}^T)^T$  tiene una representación ARMA(p,q) multivariante estacionaria, invertible y gaussiana, como la que se define en la subsección anterior.

Usando la representación triangular propuesta por Phillips (1991), en las Ecuaciones

$$(1) \text{ y } (2), \text{ p. 286, y reconociendo que } \begin{bmatrix} \mathbf{w}_{1t} \\ \nabla \mathbf{N}_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_r & | & -\mathbf{A} \\ \mathbf{0}_{(m-r) \times r} & | & \nabla \mathbf{I}_{m-r} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{N}_{1t} \\ \mathbf{N}_{2t} \end{bmatrix}, \text{ se puede estimar}$$

por MVENC la matriz  $A$  de coeficientes de cointegración. Phillips (1991) demuestra que, si se estima por máxima verosimilitud este modelo ARMA(p,q) multivariante, los contrastes de hipótesis sobre los coeficientes de cointegración pueden llevarse a cabo mediante inferencia estándar.

Hay otras representaciones disponibles para el caso de esta subsección, en especial el modelo de corrección de error de Engle y Granger (1987), pero no se emplean en esta tesis.

Cabe observar un aspecto de la representación multivariante que se fundamenta en la teoría económica y que, además, da lugar a la posibilidad de obtener resultados multivariantes de cointegración empleando solamente métodos de análisis univariante. Resultados de este tipo se presentan en los Capítulos 3-5 de esta tesis. La teoría económica sugiere que no limitemos nuestra atención a las variables nominales, sino que miremos con especial atención a las variables reales. Por medio de análisis univariantes se descubre que (el logaritmo de) cada variable nominal es  $I(2)$ . Pero, también por medio de análisis univariantes, se descubre que (el logaritmo de) cada variable real formada como ratio de nominales es  $I(1)$ , cuando ninguno de los miembros es  $S$ , y es  $I(2)$  cuando alguno de los miembros es  $S$ . Esto quiere decir que todas las variables nominales (en logaritmo) excepto  $S$  operan en relaciones bivariantes de cointegración  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$ .

## **2.4.2 Crítica a las Representaciones Multivariantes Empleadas**

### **Comúnmente en la Literatura Econométrica**

En las Subsecciones 2.4.2.1 y 2.4.2.2 se demuestra porqué algunas representaciones multiecuacionales y uniecuacionales, que son frecuentemente empleadas en la literatura econométrica, conducen a modelos mal especificados.

### 2.4.2.1 Representaciones Multiecuacionales

En la Subsección 2.2.2 se exponen los fallos de especificación relacionados con representaciones univariantes comunes en la literatura en las que los términos deterministas no se especifican directamente para los niveles de las variables. A continuación se expone el problema análogo que se presenta en el caso de algunas representaciones multiecuacionales, también comunes en la literatura. Johansen (1991) y otros muchos autores que usan el método propuesto por Johansen (1988, 1991) para buscar cointegración, usan representaciones AR puras en la forma:

$$\nabla \mathbf{z}_t = \sum_{i=1}^{i=r-1} \mathbf{C}_i \nabla \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{C}_0 \mathbf{z}_{t-r} + \Phi \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{a}_t \quad (2.59)$$

donde  $\mathbf{a}_t$  es iid  $N(\mathbf{0}_n, \boldsymbol{\Sigma})$ , con  $\boldsymbol{\Sigma}$  una matriz  $m \times m$  simétrica definida positiva. El vector  $\mathbf{z}_t$  se define igual que en la Subsección 2.4.1.1. Las matrices  $\mathbf{C}_i \forall i = 0, \dots, r-1$  son matrices  $m \times m$  de coeficientes. El símbolo  $\boldsymbol{\mu}$  representa un vector de constantes de dimensión  $m$ . La matriz  $\Phi$  es una matriz de coeficientes con  $m$  filas y un número de columnas que depende del caso y no se especifica en el artículo, y  $\mathbf{D}_t$  es un vector de variables “ficticias” (*dummies*) estacionales (variables de estacionalidad determinista) con un número de filas igual al número de columnas de  $\Phi$ . Otros autores incluyen términos deterministas que no son de estacionalidad, como Miyao (1996), que incorpora términos de tendencia determinista lineal ( $\eta_0 + \eta_1 t$ ) a las variables. No se han encontrado casos en los que se añadan términos de intervención, porque ningún autor menciona ni siquiera la presencia de incidentes anómalos en los datos que analiza, pero cabe esperar que se incorporarían directamente en el lado derecho de (2.59), igual que los términos de estacionalidad determinista.

La notación en esta subsección es un poco diferente a la que emplea Johansen (1991).

Las diferencias de notación se presentan en la Tabla 2.3.

**Tabla 2.3:** Diferencias de notación

Esta subsección	$\mathbf{z}_t$	$m$	$r$	$\mathbf{C}_0$	$\mathbf{C}_i, i = 1, \dots, r$	$\mathbf{a}_t$
Johansen (1991)	$X_t$	$p$	$k$	$\Pi$	$\Gamma_i, i = 1, \dots, k$	$\varepsilon_t$

Johansen (1991) y los demás autores, suponen  $\mathbf{z}_t \sim I(1)$ . En este caso se cumple  $|\mathbf{C}_0| = 0$ , porque  $|\mathbf{C}_0| \neq 0$  implica  $\mathbf{z}_t \sim I(0)$ . En el caso especial en que no se da ninguna relación CI(1,1), es decir, el caso  $\mathbf{z}_t \sim II(1)$ , se cumple, además,  $\mathbf{C}_0 = 0$ . Entonces

$\Lambda(\mathbf{B}) = (\mathbf{I}_m - \sum_{i=1}^{r-1} \mathbf{C}_i \mathbf{B}^i) \nabla$  y el modelo (2.59) puede escribirse:

$$\nabla \mathbf{z}_t = (\mathbf{I}_m - \sum_{i=1}^{r-1} \mathbf{C}_i \mathbf{B}^i)^{-1} \Phi \mathbf{D}_t + (\mathbf{I}_m - \sum_{i=1}^{r-1} \mathbf{C}_i \mathbf{B}^i)^{-1} \boldsymbol{\mu} + \mathbf{N}_t \quad (2.60)$$

con  $(\mathbf{I}_m - \sum_{i=1}^{r-1} \mathbf{C}_i \mathbf{B}^i) \mathbf{N}_t \equiv \mathbf{a}_t$ . A partir de (2.60) es fácil ver que, cuando  $\mathbf{z}_t \sim II(1)$ , no se especifica para  $\nabla \mathbf{z}_t$  un simple vector constante  $\boldsymbol{\mu}$ , sino otro vector constante,  $\Lambda^{-1}(\mathbf{1})\boldsymbol{\mu}$ , paramétricamente mucho más complejo; para el nivel de  $\mathbf{z}_t$  lo que se especifica es un vector de términos de tendencia lineal determinista de parametrización compleja. Tampoco se especifican para  $\nabla \mathbf{z}_t$ , y mucho menos para  $\mathbf{z}_t$ , los simples componentes de estacionalidad determinista  $\Phi \mathbf{D}_t$ , sino otros términos de estacionalidad determinista,  $\Lambda^{-1}(\mathbf{B})\Phi \mathbf{D}_t$ , paramétricamente mucho más complejos. Los componentes deterministas que, de hecho, se especifican para el nivel de  $\mathbf{z}_t$  no tienen sentido, ni son los que el analista pretendía especificar. Si se incluyeran, además, variables de intervención en el lado derecho de (2.59),

se tendría el problema adicional de que los términos de intervención que se especificasen para  $z_t$  serían absurdos (secuencias infinitas de términos de intervención; véase el caso univariante en que  $c_0 = 1$  de la Subsección 2.2.2) y muy diferentes de los que el analista pretendía especificar. Todas estas deficiencias surgen en el caso en que  $C_i$  diagonal  $\forall i$ . Pero si algún  $C_i$  no es diagonal, esta forma de representación hace que un elemento de  $D_t$  se transmita con dinámica a otras variables, lo que implica que los problemas de especificación son aún más graves que en el caso univariante.

Además de lo anterior, el modelo (2.60) 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 matriciales de los componentes deterministas.

Es de esperar que el mismo tipo de deficiencias serias se presenten en el caso en que hay algunas relaciones CI(1,1) ( $|C_0| = 0$ , pero  $C_0 \neq 0$ ). Para evitar estas deficiencias de representación, los componentes deterministas deben formularse directamente en los niveles de las variables.

#### 2.4.2.2 Representaciones Uniecuacionales

A continuación se comentan los fallos de especificación a los que conduce el empleo de algunos modelos dinámicos uniecuacionales, comunes en la literatura econométrica. Véase como ejemplos, los trabajos de Bernanke y Blinder (1992), Friedman y Kuttner (1992) y Rudebusch (2002). Para simplificar la exposición se considera un modelo con sólo dos variables,  $Y$  y  $X$ . Se supone que estas dos variables siguen procesos  $I(0)$  y que  $X$  influye en  $Y$  sin realimentación. La forma empleada en muchos trabajos publicados, incluidos los tres citados, tiene como regresores valores contemporáneos y retardados de  $X$ , pero también valores retardados de  $Y$  y se supone un error estocástico blanco:

$$Y_t = \sum_{i=1}^r \delta_i Y_{t-i} + \omega_0 X_t - \sum_{i=1}^s \omega_i X_{t-i} + a_t \quad (2.61)$$

$a_t$  iid  $N(0, \sigma_a^2)$ . Nótese que se supone que el tiempo muerto es cero para simplificar la exposición, pero esto no afecta a las conclusiones. El modelo (2.61) puede escribirse:

$$\underbrace{\left(1 - \sum_{i=1}^r \delta_i B^i\right)}_{\delta_r(B)} Y_t = \underbrace{\left(\omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i B^i\right)}_{\omega_s(B)} X_t + a_t \quad (2.62)$$

o equivalentemente:

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} X_t + N_t \quad (2.63)$$

con  $\delta_r(B)N_t \equiv a_t$ . El modelo (2.63) es una especie de modelo de transferencia de un solo output,  $Y$ , y un solo input,  $X$  (véase Box *et al.*(1994), Ecuación (10.2.16), p. 392), pero con las siguientes restricciones arbitrarias de especificación: (1) no admite estructura MA en el componente puramente estocástico  $N_t$ , (2) debido a que  $\omega_s(B)\delta_r^{-1}(B)$  tiene que ser estable, se obliga a que se cumpla  $\delta_r(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$ , es decir, se obliga a que  $N_t$  siga un proceso  $I(0)$ , cuando muchas variables omitidas (que  $N_t$  tiene que representar) siguen procesos  $I(d)$  para  $d \geq 1$  y (3) el operador AR del componente puramente estocástico,  $N_t$ , tiene que ser igual al operador AR de la FLT de  $X_t$ .

Hay que tener en cuenta, además, que cuando se emplean estos modelos se impone, casi siempre sin justificarla de ninguna manera, la hipótesis de identificación no contrastable de que  $Y$  no influye contemporáneamente en  $X$ , y se imponen, sin contrastar, las hipótesis de sobreidentificación contrastables de que  $Y$  no influye retardadamente en  $X$ .

En la literatura frecuentemente se formulan modelos como (2.61) en los niveles de

variables que, según los resultados de esta tesis, ni son estacionarias ni están cointegradas, de modo que las relaciones que se detectan casi seguro son relaciones espúreas.

## 2.5 Construcción de Modelos Multivariantes con Datos

Como paso previo a la elaboración de un modelo multivariante con datos, es preciso realizar tres tareas: (1) análisis univariantes de todas las variables que se van a incluir en el modelo multivariante, (2) análisis de búsqueda exhaustiva de cointegración para así establecer las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo de relaciones y (3) pensar acerca de las relaciones que se espera encontrar, planteando un modelo conceptual inicial, que aporta hipótesis (plausibles pero no contrastables) de identificación exacta e hipótesis contrastables de sobreidentificación. En esta investigación solamente se presentan resultados de los tipos (1) y (2) y no se plantea un modelo conceptual inicial. No obstante, la elección de las variables está fundamentada en ciertas ideas iniciales de Macroeconomía.

En esta tesis, para la elaboración de modelos multivariantes con datos, se emplea un proceso iterativo, que incluye las etapas indicadas en la introducción de este capítulo. A continuación se describe en qué consiste cada una de estas etapas.

### 2.5.1 Especificación

En esta investigación el primer paso en la especificación de modelos multivariantes con datos es evaluar si  $N_t \sim \text{JI}(1)$  o si sus componentes están ligados por algunas relaciones  $\text{CI}(1,1)$ , porque esto determina cómo se define el vector  $w_t$  para el que se construirá un modelo  $\text{ARIMA}(p,q)$  multivariante estacionario, invertible y gaussiano. En los dos casos que se analizan en el Capítulo 6, el vector  $N_t$  tiene tres componentes y hay una relación trivariante  $\text{CI}(1,1)$  entre ellos, es decir,  $r = 1$  y  $N_t$  contiene dos factores no estacionarios.

### **2.5.1.1 Métodos Empleados de Búsqueda de Cointegración CI(1,1)**

En el párrafo último de la Subsección 2.4.1.3 se señala cómo el análisis univariante de ratios puede emplearse a veces para buscar cointegración. El resto de esta subsección se dedica a otros casos.

El otro método que se emplea en esta investigación para buscar relaciones CI(1,1) es la estimación por MCO de regresiones estáticas y la evaluación de la estacionariedad o no de los residuos resultantes. Se emplea como variable dependiente una variable que se cree que podría participar en una relación CI(1,1). Se emplean como variables independientes otras variables que se cree que podrían participar en la misma relación CI(1,1). Cuando la serie de residuos de la regresión estática sigue un proceso I(0), la hipótesis de que las variables incluidas en la regresión operan en una relación CI(1,1) se acepta de forma provisional. Cuando los residuos siguen un proceso I(1), se rechaza esta hipótesis. Este método es una extensión del propuesto por Engle y Granger (1987). Las diferencias con la propuesta de Engle y Granger son las diferencias entre los métodos de análisis univariante que se emplean aquí y los métodos convencionalmente empleados en la literatura (Sección 1.1).

En esta investigación, las variables que se incluyen en las regresiones estáticas están sugeridas por razonamientos económicos y por los resultados de estudios de los autovalores y autovectores de las matrices de autocorrelación muestral de diferentes subconjuntos de las variables incluidas en la investigación, como se propone en Peña (1990/1). Los detalles para los casos que se analizan en esta tesis se presentan en el Capítulo 6.

Cuando se detecta cointegración potencial con una regresión estática, los coeficientes estimados de la regresión proporcionan estimaciones iniciales para una de las filas de la matriz  $\mathbf{A}$ , en el caso más general de  $r$  relaciones CI(1,1), y para la única fila de  $\mathbf{A}$  en los casos que se consideran en esta tesis.

### 2.5.1.2 Especificación de Modelos ARMA(p,q) Multivariantes Estacionarios e Invertibles con Cointegración

En esta etapa se eligen de forma provisional los órdenes  $p$  y  $q$  de la estructura ARMA multivariante del modelo del tipo descrito en la Subsección 2.4.1.2, con  $\mathbf{w}_t$  definido como en la Subsección 2.4.1.3 y tomando como dados los coeficientes de  $\mathbf{A}$  estimados de forma provisional en las regresiones estáticas. Para ello, aquí se emplea una versión extendida de la metodología propuesta originalmente por Tiao y Box (1981). Se estiman por MVENC modelos VAR paso a paso de orden  $p$  creciente. En cada paso (para cada orden autorregresivo  $p$ ), se consultan los gráficos de datos y de *acf/pacf* de las series residuales y los gráficos de las funciones de correlación cruzada bidireccionales (*ccf*) entre las series de residuos, y el proceso se para cuando la única estructura restante parece MA. Se añade la estructura MA que se detecte. En cada paso se evalúan las contribuciones de pares de residuos extremos a los valores de los coeficientes de las *acf* y *ccf* residuales con valores destacados, para no confundir evidencia de relación con distorsión por la interacción de unos pocos residuos extremos.

Una vez obtenida una especificación  $(p,q)$  que parece adecuada, se estiman conjuntamente (por el mismo criterio de MVENC) los coeficientes de cointegración y los de las matrices AR y MA, y se vuelve a realizar diagnosis con las mismas herramientas.

### 2.5.2 Estimación

En los casos que se consideran en esta tesis los componentes del vector  $\mathbf{N}_t$   $3 \times 1$  están ligados por una relación trivariante  $CI(1,1)$ , de modo que se construyen modelos ARMA(p,q) multivariantes estacionarios, invertibles y gaussianos para  $\mathbf{w}_t \equiv \left( w_{1t}, \nabla \mathbf{N}_{2t}^T \right)^T$ , donde  $w_{1t}$  es escalar y  $\mathbf{N}_{2t}$  es  $2 \times 1$ . Dado que  $\mathbf{w}_t \sim I(0)$ , todos los modelos multivariantes

especificados en esta tesis se estiman por MVENC, empleando el programa de estimación de modelos multivariantes DRV, desarrollado por el profesor J. Alberto Mauricio. El programa DRV utiliza el algoritmo propuesto por Mauricio (1995,1996) para evaluar la función de verosimilitud de los modelos ARMA(p,q) multivariantes.

### 2.5.3 Diagnosis

Después de la estimación eficiente por MVENC del modelo multivariante especificado, se realiza la diagnosis del proceso computacional y la diagnosis estadística del modelo.

La diagnosis del proceso computacional es sencilla, porque no se presentan problemas de convergencia en ningún caso.

En cuanto a la diagnosis estadística del modelo, se considera que un modelo es adecuado (o no presenta evidencia de mala especificación) cuando: (1) sus gráficos de residuos están bien centrados y no presentan incidentes anómalos importantes, (2) la media muestral de cada serie de residuos es pequeña en relación con su desviación típica, (3) las *acf/pacf/ccf* residuales no muestran evidencia de estructura ARMA adicional, (4) el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978) para cada serie residual no supera en mucho los grados de libertad y (5) el estadístico multivariante portmanteau (P) de Hosking (1980) no sugiere que haya relaciones entre las variables que no han sido modelizadas.

Cuando el modelo ARMA(p,q) multivariante parece adecuado, según los criterios anteriores, se realizan operaciones de diagnosis por sobreajuste incorporando operadores AR y MA simples. Después de esto, se procede a la simplificación de la parametrización mediante contrastes formales de hipótesis.

Al final del proceso se vuelve a evaluar la hipótesis de cointegración, realizando un

análisis univariante completo, incluyendo contrastes SF de no estacionariedad, de la variable  $w_{1t}$  calculada con los coeficientes de cointegración estimados en el modelo multivariante estocástico final.

---

## Apéndice 2: Fórmulas Empleadas

---

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

Media muestral:  $\bar{z} \equiv \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z_t$

Desviación típica muestral:  $\hat{\sigma}_z \equiv \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2}$

Desviación típica de la media muestral:  $\hat{\sigma}_{\bar{z}} \equiv \frac{\hat{\sigma}_z}{\sqrt{N}}$

La serie tipificada se define como:  $\frac{z_t - \bar{z}}{\hat{\sigma}_z}$

acf:  $r_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2} \quad k = 1, 2, \dots, K$

pacf: el coeficiente del retardo  $k$  de la pacf,  $s_k$ , se calcula como el coeficiente estimado de  $z_{t-k}$  en la autorregresión de orden  $k$  de  $z_t$ , obtenido por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Estadístico Q de Ljung-Box (1978):  $Q \equiv N(N+2) \sum_{j=1}^K \frac{r_j^2}{N-j}$

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

### Estadístico de Bartlett (1937)

Se tienen  $m$  muestras independientes de un proceso estocástico gaussiano, con  $N_i$  el

número de observaciones en la muestra  $i$  ( $x_{ij}$ ,  $i = 1, \dots, m$  y  $j = 1, \dots, N_i$ ) y  $\sigma_i^2$  la varianza en la muestra  $i$ . Las hipótesis nula y alternativa y el estadístico de contraste se definen como:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_m^2$$

$$H_1 : \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \text{ para algún } i \neq j, \text{ con } i, j = 1, 2, \dots, m$$

$$M \equiv \frac{(N-m)\ln\tilde{\sigma}^2 - \sum_{i=1}^m (N_i-1)\ln\tilde{\sigma}_i^2}{1 + \left[ \frac{1}{3(m-1)} \right] \left[ \sum_{i=1}^m \frac{1}{(N_i-1)} - \frac{1}{(N-m)} \right]} \quad (1)$$

donde  $N = \sum_{i=1}^m N_i$ ,  $\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{1}{(N_i-1)} \sum_{j=1}^{N_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$  y  $\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{(N-m)} \sum_{j=1}^{N_i} (N_i-1) \tilde{\sigma}_i^2$ . El estadístico

$M$  se distribuye como una  $\chi_{m-1}^2$  bajo  $H_0$ .

### 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  $\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$ . Se define el factor de amortiguamiento,  $fa$ , como:  $fa = \sqrt{-\phi_2}$ .

El período,  $per$ , se define como:  $per = \frac{2\pi}{\arccos\left(\frac{\phi_1}{2\sqrt{-\phi_2}}\right)}$ .

Se obtienen estimaciones eficientes de  $fa$  y de  $per$ ,  $\hat{fa}$  y  $\hat{per}$  respectivamente, sustituyendo en las dos expresiones anteriores  $\phi_1$  y  $\phi_2$  por sus valores estimados por MVENC.

Se calcula la desviación típica aproximada estimada de  $fa$ ,  $\hat{\sigma}_{\hat{fa}}$ , usando un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de  $fa$ :

$$fa \approx f\hat{a} + \left[ \frac{-(-\hat{\phi}_2)^{-1/2}}{2} \right] (\phi_2 - \hat{\phi}_2) \quad (2)$$

En este caso:

$$V(fa) \approx \left[ \frac{1}{4\hat{\phi}_2} \right] V(\phi_2) \quad (3)$$

La varianza aproximada estimada de  $fa$ ,  $\hat{V}(f\hat{a})$ , se obtiene sustituyendo en (3)

$V(\phi_2)$  por su valor estimado por MVENC y  $\hat{\sigma}_{f\hat{a}} = \sqrt{\hat{V}(f\hat{a})}$ .

Se calcula la desviación típica aproximada estimada de  $per$ ,  $\hat{\sigma}_{p\hat{e}r}$ , usando un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de  $per$ :

$$per \approx p\hat{e}r + \frac{\pi}{\arccos^2(F)\sqrt{-\hat{\phi}_2}(1-F^2)} (\phi_1 - \hat{\phi}_1) + \frac{\pi\hat{\phi}_1}{2\arccos^2(F)\sqrt{(-\hat{\phi}_2)^3}(1-F^2)} (\phi_2 - \hat{\phi}_2) \quad (4)$$

con  $F \equiv \frac{\hat{\phi}_1}{2\sqrt{-\hat{\phi}_2}}$ .

En este caso, la varianza aproximada de  $per$  es:

$$V(per) \approx \frac{\pi^2}{\arccos^4(F)(-\hat{\phi}_2)(1-F^2)} V(\phi_1) + \frac{\pi^2\hat{\phi}_1^2}{4\arccos^4(F)(-\hat{\phi}_2)^3(1-F^2)} V(\phi_2) \quad (5)$$

$$+ \frac{\pi^2\hat{\phi}_1}{\arccos^4(F)(-\hat{\phi}_2)^2(1-F^2)} \text{Cov}(\phi_1, \phi_2)$$

La varianza aproximada estimada de  $per$ ,  $\hat{V}(p\hat{e}r)$ , se obtiene sustituyendo en (5)

$V(\phi_1)$ ,  $V(\phi_2)$  y  $\text{Cov}(\phi_1, \phi_2)$  por sus valores estimados por MVENC y  $\hat{\sigma}_{p\hat{e}r} = \sqrt{\hat{V}(p\hat{e}r)}$ .

ccf

Sean las series temporales  $z_{1t}$  y  $z_{2t}$ ,  $t=1, \dots, N$ . Las correlaciones cruzadas muestrales

$(r_{12}(k))$  se calculan según la expresión  $r_{12}(k) = c_{12}(k)/s_1 s_2$  donde  $k$  es el índice del orden del retardo.

$$c_{12}(k) = \begin{cases} N^{-1} \sum_{t=1}^{N-k} (z_{1t+k} - \bar{z}_1)(z_{2t} - \bar{z}_2) & k \geq 0 \\ N^{-1} \sum_{t=1}^{N+k} (z_{1t} - \bar{z}_1)(z_{2t-k} - \bar{z}_2) & k \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

### Estadístico multivariante portmanteau (P) de Hosking (1980)

Sea  $\mathbf{a} = (a_{1t}, a_{2t})^T$ , donde  $a_{1t}, a_{2t}, t = 1, \dots, N$ , son dos series de residuos, una vez restada su media muestral. Se define el estadístico P como:

$$P \equiv N \sum_{k=1}^K \text{tr}(\mathbf{B}_k^T \mathbf{B}_0^{-1} \mathbf{B}_k \mathbf{B}_0^{-1}), \text{ donde } \mathbf{B}_k \equiv N^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{t=k+1}^N a_{1t} a_{1t-k} & \sum_{t=k+1}^N a_{1t} a_{2t-k} \\ \sum_{t=k+1}^N a_{2t} a_{1t-k} & \sum_{t=k+1}^N a_{2t} a_{2t-k} \end{bmatrix} \quad (7)$$

El símbolo  $\text{tr}(\cdot)$  representa la traza. Bajo la hipótesis nula de que  $\mathbf{a}$  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, que es dos en este caso,  $K$  es el número máximo de retardos estrictamente positivos (o negativos) de la *ccf* bidireccional muestral,  $p$  es el orden de la matriz AR y  $q$  es el orden de la matriz MA.

En esta tesis se emplea la letra P como símbolo para representar: (1) el Deflactor Implícito del PIB, (2) el estadístico multivariante portmanteau de Hosking (1980) y (3) la matriz de correlación contemporánea teórica. No es probable que esto conduzca a confusión, porque en el primer caso se emplea la letra cursiva y en el tercero se emplea la letra negrilla y, además, porque el contexto en que se emplea el símbolo aclara su sentido.

Matriz de correlación contemporánea teórica ( **P** )

La matriz de correlación contemporánea teórica, **P**, es una matriz  $m \times m$  simétrica y definida positiva, cuyo elemento  $ij$  se define como:

$$P_{ij} \equiv \frac{\sigma_{ij}}{\sqrt{\sigma_i^2} \sqrt{\sigma_j^2}} \quad (8)$$

donde  $\sigma_i^2$ ,  $\sigma_j^2$  y  $\sigma_{ij}$ , son, respectivamente, los elementos en las posiciones (i,i), (j,j) y (i,j) de la matriz  $\Sigma$  definida como en la Subsección 2.4.1.2. Nótese que los elementos en la diagonal principal de **P** son unos. El elemento  $P_{ij}$  de la matriz **P** es el coeficiente de correlación contemporánea entre los elementos  $i$  y  $j$  de  $\mathbf{a}_t$ . Se obtiene una estimación eficiente de  $P_{ij}$ ,  $\hat{P}_{ij}$ , sustituyendo en (8)  $\sigma_i^2$ ,  $\sigma_j^2$  y  $\sigma_{ij}$  por sus valores estimados por MVENC.

Se calcula la desviación típica aproximada estimada de  $P_{ij}$ ,  $\hat{\sigma}_{\hat{P}_{ij}}$ , usando un desarrollo en serie de Taylor de primer orden de  $P_{ij}$ :

$$P_{ij} \approx \hat{P}_{ij} + \frac{1}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2} \sqrt{\hat{\sigma}_j^2}} (\sigma_{ij} - \hat{\sigma}_{ij}) - \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{2\hat{\sigma}_i^2 \sqrt{\hat{\sigma}_i^2} \sqrt{\hat{\sigma}_j^2}} (\sigma_i^2 - \hat{\sigma}_i^2) - \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{2\hat{\sigma}_j^2 \sqrt{\hat{\sigma}_i^2} \sqrt{\hat{\sigma}_j^2}} (\sigma_j^2 - \hat{\sigma}_j^2) \quad (9)$$

En este caso, la varianza aproximada de  $P_{ij}$  es:

$$V(P_{ij}) \approx \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2 \hat{\sigma}_j^2} V(\sigma_{ij}) + \frac{\hat{\sigma}_{ij}^2}{4(\hat{\sigma}_i^2)^3 \hat{\sigma}_j^2} V(\sigma_i^2) + \frac{\hat{\sigma}_{ij}^2}{4(\hat{\sigma}_j^2)^3 \hat{\sigma}_i^2} V(\sigma_j^2) + \frac{\hat{\sigma}_{ij}^2}{2(\hat{\sigma}_i^2)^2 (\hat{\sigma}_j^2)^2} \text{Cov}(\sigma_i^2, \sigma_j^2) - \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{(\hat{\sigma}_i^2)^2 \hat{\sigma}_j^2} \text{Cov}(\sigma_{ij}, \sigma_i^2) - \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{(\hat{\sigma}_j^2)^2 \hat{\sigma}_i^2} \text{Cov}(\sigma_{ij}, \sigma_j^2) \quad (10)$$

La varianza aproximada estimada de  $P_{ij}$ ,  $\hat{V}(\hat{P}_{ij})$ , se obtiene sustituyendo en (10)

$V(\sigma_{ij})$ ,  $V(\sigma_i^2)$ ,  $V(\sigma_j^2)$ ,  $\text{Cov}(\sigma_{ij}, \sigma_i^2)$ ,  $\text{Cov}(\sigma_{ij}, \sigma_j^2)$  y  $\text{Cov}(\sigma_i^2, \sigma_j^2)$  por sus valores estimados por MVENC, y  $\hat{\sigma}_{\hat{P}_{ij}} = \sqrt{\hat{V}(\hat{P}_{ij})}$ .

Ganancia a largo plazo

La ganancia a largo plazo de una FLT,  $g$ , se define como en (2.7). Empleando la aproximación (2.8) de  $v(B)$ , se tiene:

$$g = \frac{\omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i}{1 - \sum_{i=1}^r \delta_i} \quad (11)$$

En todos los casos que se consideran en esta tesis  $r = 0$ , entonces  $g = \omega_0 - \sum_{i=1}^s \omega_i$ . Se

obtiene una estimación eficiente de  $g$ ,  $\hat{g}$ , sustituyendo en esta expresión última

$\{\omega_i, i = 0, \dots, s\}$  por sus valores estimados por MVENC. Es fácil ver que la varianza

estimada de  $\hat{g}$  es:

$$\hat{V}(\hat{g}) = \sum_{j=0}^s \hat{V}(\hat{\omega}_j) - 2 \sum_{j=1}^s \text{Cov}(\hat{\omega}_0, \hat{\omega}_j) + 2 \sum_{i=j+1}^s \sum_{j=1}^{s-1} \text{Cov}(\hat{\omega}_i, \hat{\omega}_j) \quad (12)$$

---

## CAPÍTULO 3: Exploración de Medidas Alternativas de Inflación

---

En esta tesis se entiende por inflación la reducción “sostenida” de la capacidad de compra del dinero en una economía, o equivalentemente, el aumento “sostenido” del nivel general de precios (nominales) en una economía. Se consideran dos medidas del nivel general de precios, el Deflactor Implícito del PIB ( $P$ ) y el Índice General de Precios al Consumo ( $PC$ ). Para estos índices, la forma apropiada de medir la inflación es evaluar  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \hat{p}_t(\ell)$  ó  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \widehat{pc}_t(\ell)$ , donde  $p$  y  $pc$  son las tasas de variación logarítmicas de  $P$  y  $PC$ , y  $\hat{p}_t(\ell)$  y  $\widehat{pc}_t(\ell)$  son las previsiones puntuales (esperanzas matemáticas condicionadas) en el origen  $t$  a horizonte  $\ell$  para  $p$  y  $pc$ . En esta tesis, sin embargo, se emplean  $p$  y  $pc$  como medidas de la inflación en EE.UU. La inflación, por la definición arriba presentada, es por naturaleza un fenómeno de equilibrio estadístico a largo plazo. Como  $p$  ( $pc$ ) tiene las mismas propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo que  $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \hat{p}_t(\ell)$  ( $\lim_{\ell \rightarrow \infty} \widehat{pc}_t(\ell)$ ), las medidas  $p$  y  $pc$  parecen aceptables para los fines de esta investigación.

En este capítulo se presentan los análisis univariantes de las series anuales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra 59-99. También se presentan los análisis de las series trimestrales de estas tres variables en la muestra I/59-IV/99 (muestra global) y en las submuestras pre-NOP (I/59-III/79), NOP (IV/79-III/82) y post-NOP (IV/82-IV/99).

Los análisis de datos anuales y trimestrales que se recogen en este capítulo revelan que  $p$  y  $pc$  siguen procesos  $I(1)$ . La no estacionariedad de estas dos medidas de la tasa de inflación implica que, en cierto sentido, la Fed no controla la tasa de inflación. La diferencia  $p-pc$  parece seguir un proceso estacionario (con media negativa), lo que implica que, en el

modelo bivalente de  $p$  y  $pc$ , hay un solo FNE y, por tanto, una sola tasa de inflación. El hecho de que la media de  $p-pc$  sea negativa quiere decir que la inflación de precios de consumo es mayor que la inflación de precios de los bienes y servicios incluidos en el PIB.

Se analizan las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP con el fin de evaluar la posibilidad de cambio estructural entre estas submuestras. El análisis revela que los órdenes de integración de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  se mantienen en las submuestras, aunque en el caso de  $P/PC$  el resultado de que sigue un proceso  $I(1)$  en pre-NOP depende del tratamiento de unos pocos valores anómalos influyentes (Subsección 3.3.4). Algunos de los otros parámetros de los modelos de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  parecen diferir entre las submuestras, lo que sugiere la conveniencia de trabajar con una submuestra con mayor homogeneidad. Aunque la submuestra post-NOP sería un candidato razonable, la incorporación del Federal Funds Rate ( $r$ ) al estudio determina que, para análisis posteriores con datos trimestrales, se examine la muestra I/85-IV/99; véase Sección 3.4.

Tres hechos justifican que, en el resto de esta tesis, se utilice  $p$  como medida de la tasa de inflación: (1)  $p-pc \sim I(0)$ , (2)  $p$  se genera como dato de Contabilidad Nacional lo mismo que las series del Producto Interior Bruto nominal y real, que también se analizan en esta investigación, pero  $pc$  no tiene esta característica y (3)  $pc$  presenta un cambio estructural importante.

En el resto del capítulo los mnemotécnicos  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  se utilizan, no sólo para designar las variables Deflactor Implícito del PIB, Índice de Precios al Consumo y su ratio. También se emplean para designar las series anuales de estas tres variables y sus series trimestrales en la muestra I/59-IV/99. El contexto en que se emplean estos mnemotécnicos

siempre aclara su sentido.

La Sección 3.1 contiene los análisis univariantes de las series anuales (59-99) de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$ . La Sección 3.2 contiene los análisis de las series trimestrales de estas tres variables en la muestra I/59-IV/99. En la Sección 3.3 se investiga la posibilidad de cambio estructural entre las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP para las tres variables. En la Sección 3.4 se presenta el análisis univariante de  $P$  en la muestra I/85-IV/99. En la Sección 3.5 se exponen las conclusiones del capítulo.

Los modelos construidos para las series trimestrales se denotan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que designa el modelo. El nombre de los modelos elaborados para series anuales incluye, además, la letra “A” detrás del mnemotécnico de la variable con el fin de evitar confusiones. Los modelos se especifican utilizando los gráficos y estadísticos del Apéndice G.3. y se resumen en el Apéndice T.3.

### **3.1 Análisis Univariantes de las Series Anuales de $P$ , $PC$ y $P/PC$**

En esta sección se presentan los análisis univariantes de las series anuales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra 59-99. El objetivo principal de estos análisis es caracterizar las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo en que operan estas variables. Se describen los incidentes anómalos que presentan y se analiza la influencia de los mismos en los resultados acerca de sus propiedades de integración y cointegración y en los parámetros de sus modelos.

Los gráficos de datos de las series  $P$  y  $PC$  y de sus logaritmos informan poco acerca de la conveniencia de emplear el logaritmo, aunque los gráficos media-desviación típica sugieren el logaritmo. En todo caso, conviene utilizar esta transformación, porque las tasas de variación logarítmicas de  $P$  y  $PC$  no dependen de la unidad arbitraria de medida de estos

números índice.

Las series  $\ln P$  y  $\ln PC$  presentan tendencia creciente y sus  $acf$  decrecen muy lentamente con el retardo, lo que indica la necesidad de aplicar, al menos, una diferencia a ambas series para conseguir estacionariedad. Las series  $\nabla \ln P$  y  $\nabla \ln PC$  parecen deambular y sus  $acf$  decrecen muy lentamente, por lo que se aplica una segunda diferencia en ambos casos. Las series  $\nabla^2 \ln P$  y  $\nabla^2 \ln PC$  parecen claramente estacionarias por lo que se especifican inicialmente modelos para estas transformaciones.

### 3.1.1 Deflactor Implícito del Producto Interior Bruto ( $P$ )

En las  $acf/pacf$  de  $\nabla^2 \ln P$  se identifica la configuración de un AR(2) con raíces imaginarias, por lo que se estima un modelo ARI(2,2) (modelo PA.1; Tabla 3.1). El modelo PA.1 proporciona una representación que quizá puede considerarse adecuada, a pesar de que la serie residual presenta hechos anómalos conocidos desde el año 74 hasta el año 83. Cuando se añade un MA(1) a PA.1, como operación de diagnóstico por sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y el valor del estadístico DCD es 2.88, por lo que se rechaza la hipótesis de no invertibilidad ( $H_0 : \theta_1 = 1$ ): los valores críticos de DCD al 90% y 95% de confianza son 1.0 y 1.94 respectivamente. La misma conclusión ( $\ln P \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el modelo ARI(3,1) con  $\mu$  identificado para  $\ln P$ : no se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ) puesto que el valor del estadístico SF es .02 y los valores críticos del contraste (con 40 observaciones) al 90% y 95% de confianza son 1.04 y 1.72 respectivamente.

En los gráficos temporales de  $\nabla \ln P$  ( $\equiv p$ ) y  $\nabla^2 \ln P$  se detecta un incidente anómalo con la configuración de +I74 y +I75 en  $p$ , que equivalen a +S74 y +S75 en  $\ln P$ . Este incidente podría reflejar la llamada “primera crisis del petróleo”, que comenzó en octubre del

73. Resulta evidente que el aumento permanente del precio relativo del petróleo tuvo, como mucho, un efecto positivo transitorio en la tasa de inflación medida por  $p$ , no permanente.

En el gráfico temporal de  $p$  también se observa que los valores en 79, 80 y 81 son mayores que en los años inmediatamente anteriores y posteriores. Este incidente anómalo en los datos puede reflejar la llamada “segunda crisis del petróleo”. A pesar de que la configuración de este incidente no es muy clara, parece razonable modelizarlo como tres escalones positivos en 79, 80, y 81. Lo que resulta obvio a partir del gráfico de  $p$  es que en estos años se producen aumentos transitorios de  $p$ . Por tanto, el aumento permanente del precio relativo del petróleo en 1979-1980 tuvo, como mucho, un efecto positivo transitorio en  $p$ .

A continuación se analiza la influencia de estos dos incidentes, por separado y en conjunto, en la decisión acerca del orden de integración de  $\ln P$ . Para ello se estiman modelos con las siguientes intervenciones: (1) S74 y S75, (2) S79, S80 y S81 y (3) S74, S75, S79, S80 y S81.

Cuando se estima el modelo ARI(2,2), especificado para  $\ln P$ , con dos escalones en 74 y 75, el parámetro  $\phi_{22}$  se estima no significativamente distinto de cero, por lo que se suprime, obteniendo el modelo PA.2. En las *acf/pacf* residuales no se detecta la configuración de un MA(1) con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de sobrediferenciación, aunque es posible que la *acf* esté distorsionada por el extremo de  $-3.9\sigma$  en 82 que presenta la serie residual. En los residuos de PA.2 también hay un extremo positivo de  $2.1\sigma$  en 73, junto a los valores intervenidos en 74 y 75. No se trata este extremo último con análisis de intervención, porque no forma parte del mismo incidente anómalo que hay en 74 y 75: el gráfico temporal de  $\nabla \ln P$  sugiere que el extremo en 73 es debido a que  $\ln P$  presenta un pequeño escalón negativo en 72. Además, es de esperar que añadir S72

refuerce la conclusión de que  $\ln P \sim I(2)$ , puesto que añadirlo implica quitar distorsión negativa en  $r_1$  en  $\nabla^2 \ln P$ .

Para evaluar la influencia de S74 y S75 en la decisión de diferenciación, se estima un modelo ARI(2,1) con  $\mu$ , S74 y S75, que es coherente con el AR(1) especificado en la segunda diferencia con estas mismas intervenciones. El AR(2) estimado tiene raíces reales y no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad del AR(1) con parámetro positivo (SF=.51). Esto quiere decir que S74 y S75 no influyen, en conjunto, en el resultado de que  $\ln P \sim I(2)$ .

El modelo PA.3 es el resultado de estimar un ARI(2,2) con S79, S80 y S81 para  $\ln P$ . Cuando se añade a PA.3 un MA(1) como sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad: DCD= 4.82. La misma conclusión acerca del orden de integración se obtiene con SF en el modelo ARI(3,1) con  $\mu$ , S79, S80 y S81 (SF=0). Por tanto, los tres escalones en 79, 80 y 81 no influyen, en conjunto, en la decisión acerca del orden de integración.

Cuando se estima el modelo ARI(2,2) con S74, S75, S79, S80 y S81, el operador AR(2) tiene raíces reales, por lo que se estima el AR(2) factorizado en dos AR(1) (modelo PA.4). En el modelo especificado en primera diferencia con los cinco escalones, que es un AR(3) con  $\mu$ , no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=.33). Por tanto, los cinco escalones, en conjunto, tampoco afectan a la decisión acerca del orden de integración de  $\ln P$ .

En los residuos de PA.4 se detecta -R83. Esta reducción permanente en  $p$ , desde luego, no puede explicarse por la subida permanente del precio relativo del petróleo en 1979-1980, aunque sí puede estar relacionada con la política monetaria contractiva de la época. Con el fin de analizar la influencia de R83 en el orden de integración, se estima un ARI(3,1) con  $\mu$  y con S74, S75, S79, S80, S81 y R83. En este modelo tampoco se rechaza la

hipótesis de no estacionariedad ( $SF=.09$ ). El modelo PA.5 se obtiene de estimar un  $ARI(2,2)$  con todas las intervenciones. Los parámetros de PA.5 no difieren significativamente de los de PA.4. Dado que R83 no influye en la decisión de diferenciación ni en los parámetros ARMA, y que no se ha encontrado información extramuestral que justifique un cambio permanente (negativo) en la tasa de inflación medida por  $p$ , no se incluye R83 en el modelo final para  $P$ .

El modelo final para  $P$  es PA.4. Los escalones en 74 y 75 se mantienen en el modelo, porque influyen, en conjunto, en los parámetros del  $AR(2)$  (véanse modelos PA.4 y PA.3). Los escalones en 79, 80 y 81 se mantienen, porque también influyen, en conjunto, en los parámetros ARMA (véanse modelos PA.4 y PA.2).

El análisis anterior indica que la conclusión de que  $\ln P \sim I(2)$  es robusta. Ninguno de los modelos formulados en segunda diferencia presenta indicios de sobrediferenciación y además los contrastes SF y DCD conducen a la decisión de que la serie sigue un proceso  $I(2)$  en los modelos con las diferentes combinaciones de intervenciones consideradas.

### 3.1.2 Índice General de Precios al Consumo (PC)

Las  $acf/pacf$  de  $\nabla^2 \ln PC$  presentan la configuración de un  $AR(2)$  con raíces imaginarias, por lo que se estima un modelo  $ARI(2,2)$  (modelo PCA.1). La representación que proporciona el modelo PCA.1 puede considerarse adecuada, aunque se observan hechos anómalos conocidos desde el año 74 hasta el 83. Cuando se añade un  $MA(1)$  a PCA.1, como sobreajuste,  $\hat{\theta}_1$  no resulta significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad ( $H_0 : \theta_1 = 1$ ):  $DCD=7.06$ . La misma conclusión ( $\ln PC \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el modelo  $ARI(3,1)$  con  $\mu$  identificado para  $\ln PC$  ( $SF=.17$ ).

A partir de los gráficos de  $\nabla \ln PC$  ( $\equiv pc$ ) y  $\nabla^2 \ln PC$  se identifican +S74 y +S75 en el

nivel de la serie, que equivalen a +I74 y +I75 en  $pc$ . Esto significa que si este incidente refleja la “primera crisis del petróleo”, la subida permanente en el precio relativo del petróleo no provocó un aumento permanente en  $pc$ , sino sólo transitorio.

Asimismo, en el gráfico de  $pc$  se observa que sus valores en 79, 80 y 81 fueron mayores que en los años inmediatamente anteriores y posteriores, esto es,  $pc$  presenta tres impulsos positivos en 79, 80 y 81. Por tanto, si la subida permanente del precio relativo del petróleo en 1979-1980 tuvo algún efecto (positivo) en  $pc$ , éste fue transitorio.

A continuación se analiza la influencia de estos dos incidentes anómalos, por separado y en conjunto, en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln PC$ .

El modelo PCA.2 se obtiene al estimar un ARI(2,2) con S74 y S75 para  $\ln PC$ . La serie residual de PCA.2 presenta un valor extremo positivo de  $2.1\sigma$  en 73. No se trata este extremo con análisis de intervención, porque no forma parte del mismo incidente anómalo que hay en 74 y 75: el gráfico de  $pc$  sugiere que el extremo en 73 es debido a que  $\ln PC$  presenta dos escalones negativos pequeños en 71 y 72. Cuando se añade a PCA.2 un MA(1), como sobreajuste,  $\hat{\theta}_1$  no es significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad (DCD=2.42). La misma conclusión de I(2) se obtiene con SF en el ARI(3,1) con  $\mu$ , S74 y S75 (SF=.34). Por tanto, los escalones en 74 y 75, en conjunto, no influyen en el resultado de que  $\ln PC \sim I(2)$ .

Los escalones en S79, S80 y S81, en conjunto, no influyen en el resultado acerca del orden de integración. Con estas intervenciones, cuando se añade al ARI(2,2) inicial un MA(1) como sobreajuste,  $\theta_1$  se estima significativamente distinto de cero y negativo (modelo PCA.3) y se rechaza no invertibilidad (DCD=10.70).

Cuando se estima el modelo ARI(2,2) con escalones en 74, 75, 79, 80 y 81 los

parámetros del AR(2) se estiman no significativamente distintos de cero, por lo que se suprimen, obteniendo el modelo PCA.4. Los instrumentos de diagnóstico de PCA.4 no presentan evidencia de mala especificación. En el modelo especificado en primera diferencia, que es un AR(1) con  $\mu$  y con los cinco escalones, tampoco se encuentra evidencia de mala especificación y no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ):  $SF=.11$ . Por tanto, los cinco escalones, en conjunto, no influyen en la decisión de diferenciación.

En los residuos de PCA.4 se detecta  $-R83$ , que probablemente está relacionada con la política monetaria de la época. Con el fin de analizar su influencia en la decisión acerca del orden de integración, se estima un modelo ARI(1,1) con  $\mu$  con todas las intervenciones (S74, S75, S79, S80, S81 y R83). En este modelo no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad ( $SF=0$ ), lo que conduce a estimar el modelo ARIMA(0,2,0) con todas las intervenciones (modelo PCA.5). En PCA.5 el valor destacado de  $r_2$  se explica en gran parte por la contribución del par de residuos 71-73.

La R83 no influye en la decisión de diferenciación de  $\ln PC$ , ni en los parámetros de su modelo. Además, no se dispone de información extramuestral que justifique incluir esta intervención, de modo que se suprime.

El modelo final para  $PC$  es PCA.4. Los escalones en 74 y 75 se mantienen en el modelo, porque influyen, en conjunto, en los parámetros ARMA (véanse modelos PCA.4 y PCA.3). Los escalones en 79, 80 y 81 también influyen, en conjunto, en los parámetros ARMA (véanse modelos PCA.4 y PC.2).

El análisis de  $\ln PC$  revela que el resultado de que esta serie sigue un proceso I(2) es robusto. Los modelos formulados en segunda diferencia no presentan indicios de sobrediferenciación y los contrastes SF y DCD conducen a la decisión de que la serie es I(2)

en los modelos con las diferentes combinaciones de intervenciones consideradas.

### 3.1.3 Ratio $P/PC$

Se dispone de dos medidas de la inflación,  $p$  y  $pc$ , que resultan I(1) según los análisis anteriores, puesto que  $\ln P$  y  $\ln PC$  resultan I(2). Se analiza  $\ln(P/PC)$ , cuya primera diferencia es  $p - pc$ , para evaluar la posibilidad de cointegración CI(1,1) entre  $p$  y  $pc$ , altamente relevante desde el punto de vista económico. En este contexto, la cointegración equivale a la noción de la inflación como un solo fenómeno (no estacionario) en vez de dos (o más).

En el modelo inicial para  $\ln(P/PC)$  se incluyen, por compatibilidad, los términos de intervención presentes en los modelos de  $P$  y  $PC$ , PA.4 y PCA.4, que son S74, S75, S79, S80 y S81. Posteriormente estos términos se suprimen del modelo para el ratio, si sus parámetros se estiman no significativamente distintos de cero, lo que sucederá si el efecto en cuestión es del mismo tamaño en  $\ln P$  y  $\ln PC$ .

Dado que  $\ln P$  y  $\ln PC$  siguen procesos I(2), se comienza el análisis de  $\ln(P/PC)$  estimando un modelo ARIMA(0,2,0) con S74, S75, S79, S80 y S81. El parámetro asociado a S75 se estima no significativamente distinto de cero. Se suprime este parámetro y se obtiene el modelo P/PCA.1. La serie  $\ln(P/PC)$  extraídos los términos de intervención estimados en P/PCA.1 se denota  $\ln(P/PC)I$ . Los gráficos de  $\ln(P/PC)I$ ,  $\nabla \ln(P/PC)I$  y  $\nabla^2 \ln(P/PC)I$  se emplea en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de  $\ln(P/PC)$ . Nótese que  $\nabla^2 \ln(P/PC)I$  es la serie de residuos de P/PCA.1, que en este caso no se denota con la letra A seguida del nombre del modelo.

La serie  $\ln(P/PC)I$  presenta una tendencia decreciente y su *acf* se amortigua muy lentamente, lo que indica que es necesario aplicar, al menos, una diferencia para conseguir

estacionariedad. La serie  $\nabla \ln(P/PC)I$  podría ser estacionaria. A partir de sus *acf/pacf* se pueden especificar tres modelos diferentes posibles: ARI(1,1) con  $\mu$ , ARI(3,1) con  $\mu$  y ARI(5,1) con  $\mu$ . Pero algunos experimentos realizados revelan que el valor de  $s_5$  se explica por la contribución de unos pocos valores extremos, lo que permite descartar el modelo ARI(5,1) con  $\mu$ .

El modelo P/PCA.2 es el resultado de estimar un ARI(1,1) con  $\mu$  para  $\ln(P/PC)I$ . El valor destacado de  $r_3$  se explica en gran parte por la contribución de los pares de residuos 83-86 y 84-87. Por lo demás, los instrumentos diagnósticos de P/PCA.2 no sugieren mala especificación. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ) y se rechaza contundentemente (SF=5.28).

Cuando se estima un ARI(3,1) con  $\mu$  para  $\ln(P/PC)I$  se obtiene el modelo P/PCA.3. Los instrumentos de diagnosis de este modelo no muestran evidencia de mala especificación. En este modelo no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad y este resultado también es contundente: el valor del estadístico SF es .32 y los valores críticos al 90% y 95% de confianza son 1.04 y 1.72 respectivamente. Los residuos de P/PCA.3 presentan dos pares de extremos, 71-72 y 89-90, que aportan distorsión positiva en  $r_1$ , por lo que pueden sesgar al alza  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer la conclusión de I(2) obtenida con SF. Por esta razón, se ensaya añadiendo a P/PCA.3 cuatro escalones en 71, 72, 89 y 90, pero tampoco en este caso se rechaza no estacionariedad (SF=0). En la Tabla 3.1 se presenta el resultado de la estimación del modelo ARI(2,2) con S74, S79, S80 y S81 (modelo P/PCA.4). El valor un poco grande de  $r_2$  se explica en gran parte por la contribución de los pares de residuos 71-73 y 89-91. Cuando se añade a P/PCA.4 un MA(1) de sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=8.76).

Los dos modelos P/PCA.2 y P/PCA.4 parecen adecuados. Esto quiere decir que el análisis univariante de  $\ln(P/PC)$  no permite aclarar si esta serie sigue un proceso  $I(1)$  ( $p-pc \sim I(0)$ ) o un proceso  $I(2)$  ( $p-pc \sim I(1)$ ). Es posible que esto se deba a que la muestra no tiene suficientes observaciones: se dispone de 40 observaciones para  $\nabla \ln(P/PC)$  y en los modelos del ratio se incorporan cuatro términos de intervención por compatibilidad. En la sección siguiente se analizan las series trimestrales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99 con el fin de confirmar los resultados acerca del orden de integración de  $P$  y  $PC$  y de aclarar el orden de integración de  $P/PC$ .

### 3.2 Análisis Univariantes de las Series Trimestrales de $P$ , $PC$ y $P/PC$ en la Muestra I/59-IV/99

Los gráficos de datos y de media-desviación típica de  $P$  y  $\ln P$  y de  $PC$  y  $\ln PC$  sugieren la conveniencia de emplear el logaritmo. También se aplica logaritmo a  $P$  y  $PC$  para liberar sus modelos de la unidad arbitraria de medida de ambos índices de precios.

Las transformaciones de  $\ln P$  y  $\ln PC$  que parecen claramente estacionarias son  $\nabla^2 \ln P$  y  $\nabla^2 \ln PC$ , pues sus gráficos temporales están bien centrados y no se detecta evidencia de estacionalidad ni de sobrediferenciación. Las series en nivel presentan tendencia y las series de primeras diferencias deambulan. Además, las *acf* de los niveles y primeras diferencias presentan formas indicativas de no estacionariedad. Por esta razón, se especifican inicialmente modelos para  $\nabla^2 \ln P$  y  $\nabla^2 \ln PC$ .

#### 3.2.1 Deflactor Implícito del Producto Interior Bruto ( $P$ )

Las *acf* y *pacf* de  $\nabla^2 \ln P$  presentan la configuración de un AR(2) con raíces imaginarias cuya estimación da lugar al modelo P.1 (Tabla 3.2). La serie de residuos de P.1 tiene un valor de  $r_4$  un poco grande, que se explica en gran parte por la contribución de los

pares de residuos I/75-I/76 y IV/76-IV/77. Hay otros pares de residuos que aportan distorsiones positivas y negativas en  $r_4$  que se compensan prácticamente. Las configuraciones de las *acf* y *pacf* residuales son muy semejantes, lo que es consistente con que la serie de residuos de P.1 siga un proceso de ruido blanco. Cuando se añade a P.1 un MA(1), como operación de diagnóstico por sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad: el valor del estadístico DCD es 7.26 y los valores críticos al 90% y 95% de confianza son 1.00 y 1.94 respectivamente. La misma conclusión ( $\ln P \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,1) con  $\mu$  identificado para  $\ln P$ : no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad, puesto que el valor del estadístico es 0.30 y los valores críticos, con 163 observaciones, al 90% y 95% de confianza, son 1.07 y 1.75 respectivamente.

La serie de residuos de P.1 presenta un conjunto de valores anómalos en el periodo que comprende desde II/74 hasta II/75, que podría reflejar la respuesta de esta variable a la “primera crisis del petróleo”. Este incidente tiene la forma de cuatro impulsos positivos en II/74-I/75 en  $p$ , tal y como se observa en su gráfico temporal, que equivalen a cuatro escalones positivos en  $\ln P$ . En el gráfico de  $p$  se observan otros cuatro impulsos positivos en II/73-I/74, mucho más pequeños que los anteriores. Es poco probable que estas últimas subidas transitorias de  $p$  estén relacionadas con la “primera crisis del petróleo”, puesto que ésta comenzó en octubre del 73. Resulta obvio a partir del gráfico de  $p$  que, si el aumento permanente del precio relativo del petróleo tuvo algún efecto (positivo) en la tasa de inflación medida por  $p$ , éste fue transitorio.

Con el fin de evaluar la distorsión del incidente anómalo desde II/74 hasta II/75, se añaden a P.1 cuatro escalones en II/74-I/75 (modelo P.2). Estos escalones, en conjunto,

influyen sólo de forma marginal en el valor estimado de  $\phi_{21}$ . Los residuos de P.2 no presentan evidencia de mala especificación y cuando se añade a este modelo un MA(1) de sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad (DCD=10.62). Los cuatro escalones, en conjunto, tampoco influyen en el resultado de SF: en el modelo ARI(3,1) con  $\mu$  y con los cuatro escalones no se rechaza no estacionariedad (SF=.06). No se evalúa la influencia de estos escalones de uno en uno y en grupos de dos y de tres, porque se considera que todos ellos constituyen un único incidente anómalo.

La serie trimestral de  $p$  no presenta incidentes anómalos tan importantes en los años 79, 80 y 81 como los que se observan en la serie anual de esta misma variable. Se detectan únicamente dos impulsos positivos en IV/80 y I/81 en  $p$ , que equivalen a dos escalones positivos en  $\ln P$ , que quizá muestran la respuesta de  $p$  a la “segunda crisis del petróleo”. Esto quiere decir que la subida permanente del precio relativo del petróleo en 1979-1980 tuvo, como mucho, un efecto positivo transitorio en  $p$ , no permanente. Es importante destacar que las series trimestrales (59-99)  $p$  y  $pc$  presentan un comportamiento diferente entre 1979 y 1982 (véase Apéndice G.3), siendo  $pc$  mucho más accidentada en este periodo, aunque en ambos casos sus valores están por encima de la media global en estos años, con muy pocas excepciones.

Con el fin de evaluar su influencia, se incorporan a P.1 los escalones en IV/80 y I/81. Estos dos escalones, en conjunto, no influyen en los parámetros del AR(2) ni en el resultado de que  $\ln P \sim I(2)$ . En el modelo ARI(3,1) con  $\mu$  y dos escalones en IV/80 y I/81 no se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF=.30. Y en el modelo ARIMA(2,2,1) con estos escalones se rechaza no invertibilidad (DCD=7.10).

Los seis escalones en II/74, III/74, IV/74, I/75, IV/80 y I/81 tampoco influyen, en

conjunto, en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln P$ . En el ARI(3,1) con  $\mu$  y los seis escalones, no se rechaza no estacionariedad (SF=.04). Y en el modelo ARIMA(2,2,1) con estos escalones se rechaza no invertibilidad (DCD=11.04). Estos escalones, en conjunto, sólo influyen un poco en el valor estimado de  $\phi_{21}$  ( $\hat{\phi}_{21} = -.44(.08)$  en el ARI(2,2) estimado con los seis escalones).

Teniendo en cuenta estas evidencias, parece que el modelo P.1 es un modelo adecuado para  $P$ .

En el proceso de análisis de  $\ln P$  no se detecta ninguna evidencia de que esta serie presente estacionalidad. Sin embargo, los resultados del análisis de la serie trimestral de  $\ln(P/PC)$  en esta misma muestra, que se presentan en la Subsección 3.2.3, sugieren incorporar a P.1 los términos deterministas de estacionalidad,  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$ , como sobreajuste. En el modelo resultante los parámetros asociados a  $\cos(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  se estiman no significativamente distintos de cero. Se suprimen y se obtiene el modelo P.3. Es sorprendente encontrar estacionalidad determinista en una serie oficialmente desestacionalizada.

El término determinista  $\sin(\pi t/2)$  no influye en los parámetros del modelo (modelos P.1 y P.3) ni en el resultado de que  $\ln P \sim I(2)$ . En el ARI(3,1) con  $\mu$  y  $\sin(\pi t/2)$  no se rechaza no estacionariedad (SF=.30). Y en el ARIMA(2,2,1) se rechaza no invertibilidad (DCD=4.60).

### 3.2.2 Índice General de Precios al Consumo (PC)

Las *acf* y *pacf* de  $\nabla^2 \ln PC$  presentan la configuración de un AR(2) con raíces imaginarias, estimado en el modelo PC.1 (Tabla 3.2). En PC.1 la mayor parte del valor de  $r_3$  se explica por la contribución de los pares de residuos extremos II/79-I/80 y I/82-IV/82.

También una gran parte del valor de  $r_8$  se explica por la contribución de los pares II/73-II/75 y I/80-I/82. Cuando se incorpora a PC.1 un MA(1) de sobreajuste,  $\hat{\theta}_1$  resulta no significativamente distinto de cero y se rechaza no invertibilidad (DCD=27.44). La misma conclusión ( $\ln PC \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,1) con  $\mu$  identificado para  $\ln PC$  (SF=.87).

Los residuos de PC.1 presentan un número considerable de valores extremos entre 1979 y 1982 y en el gráfico temporal de  $pc$  se aprecia un incidente anómalo en estos años que puede estar relacionado con la “segunda crisis del petróleo” y con la política monetaria de la época. Para evaluar la influencia de estos extremos en el modelo para  $PC$  se añaden a PC.1, como ensayo, once términos de intervención de tipo escalón en las fechas II/79, III/79, I/80, II/80, III/80, III/81, IV/81, I/82, II/82, IV/82 y I/83. Estas intervenciones se incorporan para conseguir una representación inicial del incidente. Se encuentra que los términos de intervención necesarios para representar el incidente son: S,II/79; S,III/79; S,I/80; I,II/80; I,III/81; S,I/82; S,IV/82 y S,I/83. El modelo PC.2 se obtiene al estimar un ARI(2,2) con estas intervenciones.

Los residuos de PC.2 presentan dos extremos en II/73 y I/75, de  $3.1\sigma$  y  $-3.2\sigma$ , con la interpretación de dos rampas (en nivel) en estas fechas. En el gráfico de  $pc$  se observan  $+S,II/73$  y  $-S,I/75$ , que es consistente con lo anterior, aunque este gráfico sugiere que, más que dos escalones en II/73 y I/75, lo que hay es un incidente formado por siete impulsos positivos en II/73-IV/74 en  $pc$ , que equivalen a siete escalones positivos en  $\ln PC$  en estos trimestres. Esto último se confirma cuando se incorporan a PC.2 las dos rampas en II/73 y I/75. En el modelo resultante los valores estimados de los parámetros asociados a  $R,II/73$  y  $R,I/75$  son .011(.003) y  $-.011(.003)$  respectivamente y, en consecuencia, su suma no es

significativamente distinta de cero. Se impone esta restricción (modelo PC.3), para lo que se construye una variable que es la diferencia de las dos rampas,

$\xi_t^{R,II/73} - \xi_t^{R,I/75} \equiv (1+B+\dots+B^6)\xi_t^{S,II/73}$ , que representa siete escalones consecutivos iguales en II/73-IV/74.

Los instrumentos de diagnóstico de PC.3 no muestran evidencia de mala especificación. Los siete escalones en II/73-IV/74, en conjunto, no influyen en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln PC$  y sólo influyen marginalmente en  $\hat{\phi}_{21}$  (modelos PC.2 y PC.3), por lo que parece razonable suprimirlos del modelo.

Por su parte, las intervenciones presentes en PC.2 no influyen, en conjunto, en el resultado de que  $\ln PC \sim I(2)$ . En el ARI(3,1) con  $\mu$  y con estas intervenciones no se rechaza  $H_0 : \phi_{11} = 1$  (SF=.64). Y en el ARIMA(2,2,1) con las mismas intervenciones se rechaza  $H_0 : \theta_1 = 1$  (DCD=11.98). Estas intervenciones, en conjunto, influyen un poco en  $\hat{\phi}_{22}$  y en el valor estimado del factor de amortiguamiento del AR(2),  $\hat{f}_a$  (modelos PC.2 y PC.1). Cada una de estas intervenciones, por separado, tampoco influye en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln PC$ .

Además, se evalúa la influencia sobre la decisión de diferenciación de los incidentes formados por: (1) S,II/79 y S,III/79, (2) S,I/80 e I,II/80, (3) I,III/81 y S,I/82 y (4) S,IV/82 y S,I/83. Para ello se estiman modelos ARI(3,1) con  $\mu$  excluyendo estos incidentes de uno en uno y en grupos de dos y de tres y contrastando, en cada caso, la hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ). Para evaluar su influencia en los parámetros ARMA, estos incidentes se excluyen de PC.2 de uno en uno y en grupos de dos y de tres.

El análisis de influencia revela que los incidentes en (1), (2), (3) y (4) no influyen por separado, de dos en dos, ni de tres en tres, en el resultado de que  $\ln PC$  sigue un proceso  $I(2)$ .

El análisis también revela que el incidente formado por S,IV/82 y S,I/83 es el que más influye en  $\hat{\phi}_{22}$  y  $\hat{f}\hat{a}$ . Las intervenciones en (2) y (3), que se emplean para representar los valores residuales más grandes (en valor absoluto) que hay en los residuos de PC.1, no influyen, por separado ni en conjunto, en  $\hat{\phi}_{22}$  y  $\hat{f}\hat{a}$ .

En resumen, se comprueba que los términos de intervención en PC.2 no influyen en el resultado de que  $\ln PC \sim I(2)$  y que su influencia en los parámetros ARMA es bastante pequeña. En consecuencia, el modelo PC.1 parece adecuado para  $\ln PC$ .

En el proceso de análisis de  $\ln PC$  no se encuentra ninguna evidencia de que esta serie presente estacionalidad. Sin embargo, los resultados del análisis de  $\ln(P/PC)$ , que se presentan en la siguiente subsección, sugieren incorporar a PC.1 los términos deterministas de estacionalidad como sobreajuste. En el modelo resultante los parámetros asociados a  $\cos(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  se estiman no significativamente distintos de cero. Se suprimen y se obtiene el modelo PC.4.

El término determinista  $\sin(\pi t/2)$  no influye en los parámetros del modelo (modelos PC.4 y PC.1) ni en el resultado de que  $\ln PC \sim I(2)$ . En el ARI(3,1) con  $\mu$  y  $\sin(\pi t/2)$  no se rechaza no estacionariedad (SF=.84). Y en el ARIMA(2,2,1) con  $\sin(\pi t/2)$  se rechaza no invertibilidad (DCD=21.96).

### 3.2.3 Ratio $P/PC$

Los modelos de  $P$  y  $PC$ , P.1 y PC.1, no contienen términos deterministas. Por eso no se incorporan, desde el principio y por compatibilidad, términos deterministas en el análisis de  $\ln(P/PC)$ .

Dado que P.1 y PC.1 son de la forma ARI(2,2), se comienza estimando esta misma forma de modelo para  $\ln(P/PC)$ . Las *acf/pacf* residuales de este modelo sugieren

reformularlo incorporando un MA(1). En el modelo ARIMA(2,2,1) se rechaza no invertibilidad (DCD =5.04). Cuando se incorpora a este modelo un AR(1) de sobreajuste, todos los parámetros se estiman significativamente distintos de cero y no se detecta evidencia de mala especificación. En este último modelo no se rechaza no invertibilidad (DCD=.12), lo que conduce a estimar un modelo ARI(3,1) con  $\mu$  (modelo P/PC.1; Tabla 3.2). En los residuos de P/PC.1 gran parte del valor de  $r_4$  se explica por la contribución de los pares de residuos IV/76-IV/77 y III/78-III/79. Hay otras distorsiones positivas y negativas en  $r_4$  que se compensan. En P/PC.1 el contraste SF también conduce a la conclusión  $\ln(P/PC) \sim I(1)$ : se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=12.82).

En los residuos de P/PC.1 se detectan S,I/80 e I,II/80, que proceden de *PC*. Se incorporan a P/PC.1 estos dos términos de intervención (modelo P/PC.2) con el fin de evaluar su influencia en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln(P/PC)$  y en los parámetros de su modelo. Estas intervenciones, en conjunto, no influyen en los parámetros del modelo ni en el resultado  $\ln(P/PC) \sim I(1)$  (SF=14.07). El modelo P/PC.2 presenta un solo par de residuos que aporta distorsión negativa considerable en  $r_1$ , III/81-IV/81, que puede sesgar a la baja  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer la conclusión de I(1) que se obtiene con SF. A pesar de que hay varios pares de extremos que aportan distorsión positiva en  $r_1$ , que compensa de sobra esta distorsión negativa, se ensaya incorporando a P/PC.2 un impulso en III/81 (modelo P/PC.3), que procede de *PC*.

En P/PC.3 también se rechaza no estacionariedad (SF=13.57). Los residuos de este modelo no presentan ningún par de extremos que aporten distorsión negativa en  $r_1$  favoreciendo el resultado de que  $\ln(P/PC)$  sigue un proceso I(1).

Las *acf/pacf* residuales de P/PC.2 y P/PC.3 presentan valores destacados de  $r_4$  y  $r_8$ ,

sugiriendo que esta serie presenta estacionalidad. Para evaluar la posibilidad de que los valores de  $r_4$  y  $r_8$  se expliquen por la contribución de un pequeño número de residuos extremos, se incorporan a P/PC.3 los siguientes términos de intervención de forma sucesiva:

(1) S,II/79 y S,III/79, que proceden de  $PC$  (nótese que en P/PC.3 el par de residuos III/79-III/81 aporta distorsión positiva en  $r_8$  y el par III/78-III/79 aporta distorsión positiva en  $r_4$ ) y

(2) S,IV/77 (procede de  $P$  y  $PC$ ). El modelo P/PC.4 es el resultado de estimar un ARI(3,1) con  $\mu$ , S,IV/77; S,II/79; S,III/79; S,I/80; I,II/80 e I,III/81.

En el modelo P/PC.4 se rechaza no estacionariedad (SF=14.07). En los residuos de este modelo, el valor de  $r_4$  es pequeño y, aunque hay pares de residuos que aportan distorsiones positivas y negativas en el mismo, estas distorsiones se compensan. El valor de  $r_8$  es un poco elevado y sólo una pequeña parte del mismo se explica por la contribución de residuos extremos. Además, en la serie de residuos de P/PC.4 los primeros trimestres se sitúan por encima de la media global, con solamente siete excepciones en un total de 41, y los segundos trimestres se sitúan por debajo de la media global, aunque casi siempre cerca de ella, con ocho excepciones. Por ello, se incorporan a P/PC.4, como ensayo, los términos deterministas de estacionalidad. En el modelo resultante los parámetros asociados a  $\text{sen}(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  se estiman significativamente distintos de cero. Los residuos de este modelo presentan dos valores extremos en I/79 y IV/79, junto a los valores intervenidos en II/79 y III/79, que proceden de dos pequeños escalones que hay en  $PC$  en estos trimestres. En esta serie residual también se detecta  $-S,I/74$  de  $-3.5\sigma$  ( $P$  y  $PC$  presentan  $+S,I/74$ , pero es mucho más grande en  $PC$ ) y  $+S,II/86$  de  $3.5\sigma$  (procede de  $PC$ ). Cuando se añaden al modelo anterior los términos S,I/79; S,IV/79; S,I/74 y S,II/86, el parámetro asociado a  $\text{cos}(\pi t/2)$  tampoco resulta significativamente distinto de cero. Se suprime este parámetro y

se obtiene el modelo P/PC.5.

Los instrumentos de diagnóstico de P/PC.5 no muestran evidencia de mala especificación. En este modelo se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF=11.55. Los pares de residuos I/90-II/90 y II/90-III/90 aportan distorsión negativa en  $r_1$ , pero esta distorsión se compensa de sobra con la distorsión positiva que aportan los pares I/71-II/71 y IV/82-I/83, de modo que no parece probable que  $\hat{\phi}_{11}$  esté sesgado a la baja. En el modelo P/PC.5 los valores de  $r_4$  y  $r_8$  son muy pequeños y en su serie residual ningún trimestre se sitúa sistemáticamente por encima (debajo) de la media global.

El hecho de que en P/PC.5 los parámetros asociados a  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  se estimen significativamente distintos de cero indica que  $\ln(P/PC)$  presenta estacionalidad, en contra de lo que cabría esperar, puesto que inicialmente no se encuentra evidencia de estacionalidad en  $\ln P$  y  $\ln PC$ . Dado que para  $\ln(P/PC)$  una representación totalmente determinista de la estacionalidad parece adecuada y que lo que más interesa es descubrir cuál es su orden de integración en  $f=0$ , no se elabora un MEG para esta variable.

Se evalúa la influencia, en el resultado de que  $\ln(P/PC) \sim I(1)$ , de los incidentes (1) S,I/74, (2) S,IV/77, (3) cinco escalones en I/79-I/80, (4) I,II/80, (5) I,III/81 y (6) S,II/86, de uno en uno, en grupos de dos, de tres, etc. En ningún caso estos incidentes influyen en el resultado de SF, calculado en modelos ARI(3,1) con  $\mu$ . Por tanto, parece que el resultado  $\ln(P/PC) \sim I(1)$  ( $p - pc \sim I(0)$ ) es robusto.

El análisis de influencia también revela que S,IV/77, por separado, influye un poco en  $\hat{\phi}_{11}$  ( $\hat{\phi}_{11} = .55(.10)$  en el ARI(3,1) sin S,IV/77). Los cinco escalones en I/79-I/80, en conjunto, también influyen un poco en  $\hat{\phi}_{11}$  ( $\hat{\phi}_{11} = .77(.06)$  en el ARI(3,1) sin estos escalones).

El resto de las intervenciones de  $P/PC.5$  no influyen, por separado ni por pares, en los parámetros ARMA. El trío formado por I,II/80, I,III/81 y SII,86 influye un poco en  $\hat{\phi}_{11}$  ( $\hat{\phi}_{11} = .54(.10)$  en el ARI(3,1) que excluye estas tres intervenciones).

### 3.3 Análisis de Cambio Estructural en las Series Trimestrales de $P$ , $PC$ y $P/PC$

En esta sección se examina la posibilidad de que se produzca un cambio estructural en las series trimestrales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  entre las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP. La insuficiencia de observaciones impide realizar este mismo ejercicio con datos anuales.

Es conveniente recordar que la división en submuestras que se emplea es arbitraria en cierto sentido, puesto que está basada en el supuesto de que existe una relación estrecha entre la política monetaria de la Fed y la tasa de inflación medida de EE.UU.

La forma en que se aborda la cuestión de si cambia la estructura estocástica de estas tres variables entre submuestras es limitada. La escasez de observaciones en la submuestra NOP hace que no resulte factible un análisis riguroso en esta muestra. Por esta razón, no se realiza un análisis completo de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en cada submuestra. Para evaluar si su estructura estocástica parece robusta, se estiman las mismas formas de los modelos construidos en la muestra I/59-IV/99 (ARI(2,2) para  $P$  y  $PC$  y ARI(3,1) con  $\mu$  para  $P/PC$ ) en cada submuestra, y se evalúa si los modelos resultantes parecen adecuados para las submuestras y si los valores de sus parámetros son diferentes entre submuestras. En el caso de  $P/PC$  no se estudia si los valores de los parámetros cambian entre submuestras, porque esto se analiza para las dos variables que componen el ratio.

Se utiliza el estadístico de Bartlett (1937) para contrastar la hipótesis de igualdad de varianzas de las innovaciones entre las submuestras. Para contrastar la hipótesis de ausencia

de cambio en los parámetros ARMA y en la desviación típica de las innovaciones se emplea un estadístico de razón de verosimilitudes que se presenta en la Subsección 2.3.5.4. En dicha sección se explica detalladamente porqué, cuando se analiza si cambian los parámetros en dos submuestras consecutivas (Subsecciones 3.3.1- 3.3.3), siempre se estima por MVENC en la primera submuestra y en la muestra conjunta (que incluye la primera y segunda submuestras), y por MVC en la segunda submuestra.

La muestra correspondiente al periodo pre-NOP es I/59-III/79. En adelante,  $P1$ ,  $PC1$  y  $P/PC1$  designan las series de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en esta submuestra.

Los modelos P.1 y PC.1 emplean dos diferencias regulares. Por eso, la segunda y tercera submuestras de  $P$  y  $PC$  se escogen de forma que, después de aplicarles dos diferencias regulares, sus observaciones abarquen exactamente los periodos NOP y post-NOP respectivamente. Así, para estas dos variables las muestras denominadas NOP y post-NOP son II/79-III/82 y II/82-IV/99. Se emplean  $P2$  y  $PC2$  para designar las series de  $P$  y  $PC$  en la segunda submuestra y  $P3$  y  $PC3$  para designar las series de  $P$  y  $PC$  en la tercera submuestra. Cuando una de estas dos submuestras (NOP o post-NOP) es la segunda en la comparación de dos submuestras consecutivas, se añaden dos observaciones de la muestra anterior como condiciones iniciales para la estimación por MVC del ARI(2,2).

El modelo P/PC.1 emplea una sola diferencia regular. Por este motivo, en el caso de  $P/PC$  se escogen la segunda y tercera submuestras de forma que, después de aplicarles una diferencia regular, sus observaciones abarquen exactamente los periodos NOP y post-NOP. Así, en este caso las muestras denominadas NOP y post-NOP son III/79-III/82 y III/82-IV/99. En adelante, se emplean  $P/PC2$  y  $P/PC3$  para designar las series de  $P/PC$  en la segunda y tercera submuestras.

En las tres subsecciones siguientes se presentan detalladamente resultados de análisis

de cambio estructural para  $P$  y  $PC$ . No se incorporan los términos deterministas de estacionalidad, puesto que los análisis iniciales de  $P$  y  $PC$  en la muestra I/59-IV/99 no revelan evidencia de que estas series presenten estacionalidad, aunque, cuando se incorporan los términos deterministas de estacionalidad a sus modelos finales, se encuentra, en ambos casos, que  $\hat{\beta}_{10}$  es significativamente distinto de cero. Los resultados que se obtienen cuando se incorporan estos términos se comentan brevemente.

En la Subsección 3.3.4 se analiza si la conclusión  $\ln(P/PC) \sim I(1)$  ( $p - pc \sim I(0)$ ), se mantiene en cada submuestra. En este caso se incorporan los términos deterministas de estacionalidad, porque el análisis de  $\ln(P/PC)$  en la muestra I/59-IV/99 revela que esta serie presenta estacionalidad y que una representación totalmente determinista de la estacionalidad parece adecuada.

### **3.3.1 Análisis de Cambio Estructural en $P$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP**

El modelo P1.1 se obtiene al estimar el modelo  $ARI(2,2)$  para  $\ln PI$  (Tabla 3.4). Cuando se añade a P1.1 un  $MA(1)$ , como operación de diagnóstico por sobreajuste, los parámetros del  $AR(2)$  y del  $MA(1)$  se estiman no significativamente distintos de cero y altamente correlacionados entre sí, lo que indica que se trata de un modelo sobreparametrizado. Por ello, se ensaya estimando  $IMA(2,1)$  (modelo P1.2). En P1.2 el parámetro  $\theta_1$  se estima significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis nula de no invertibilidad (DCD=128.77).

Los instrumentos diagnósticos de P1.1 y P1.2, recogidos en los Apéndices T.3 y G.3, no permiten escoger entre los dos modelos. En ambos casos el valor destacado de  $r_4$  se explica en su mayor parte por la contribución de los pares de residuos I/75-I/76 y II/75-II/76.

Las series de residuos de P1.1 y P1.2 presentan un conjunto de valores anómalos en el periodo desde II/74 hasta II/75, lo que lleva a incorporar cuatro escalones en II/74-I/75 a cada uno de estos modelos. Los cuatro escalones en conjunto no influyen en el resultado de DCD calculado en los modelos IMA(2,1) (DCD=132.90) y ARIMA(1,2,1) (DCD=17.66). Estos escalones en conjunto influyen muy poco en los valores estimados de los parámetros del ARI(2,2) y del IMA(2,1) por lo que ambos modelos, P1.1 y P1.2, se consideran adecuados para  $\ln P1$ .

De los dos últimos párrafos se desprende que P1.1, resultado de estimar la forma ARI(2,2) para  $\ln P1$ , proporciona una representación que parece adecuada, aunque en el proceso de análisis se descubre otro modelo, P1.2, que también representa esta submuestra de manera adecuada.

El modelo P2.1 es el resultado de estimar un ARI(2,2) para la serie  $\ln P2$ . Teniendo en cuenta que esta serie sólo tiene 12 observaciones, no resulta factible un análisis riguroso. No obstante, conviene señalar que no se detectan deficiencias de representación, en gran medida porque la muestra es muy pequeña.

El modelo P3.1 se obtiene al estimar un ARI(2,2) para  $\ln P3$ . La media muestral de los residuos de P3.1 es negativa y un poco alta en relación con su desviación típica estimada, debido a la distorsión que provocan los dos primeros valores de la serie residual. El valor destacado de  $r_8$  se explica en gran parte por la contribución de los pares de residuos I/85-I/87 y I/95-I/97. Por lo demás, los instrumentos de diagnóstico de P3.1 no muestran evidencia de mala especificación. Se añade un MA(1) de sobreajuste a P3.1; el modelo ARIMA(2,2,1) se estima por MVENC. El parámetro  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=10.54). La misma conclusión ( $\ln P3 \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,1) estimado por MVENC para  $\ln P3$  (SF=.04).

A la vista de estos resultados, parece que la forma ARI(2,2) especificada para  $\ln P$  proporciona una representación adecuada de las tres submuestras. El paso siguiente es analizar la posibilidad de que los parámetros cambien entre las submuestras.

El valor del estadístico de Bartlett para las submuestras pre-NOP y NOP es 0.37. Este estadístico se distribuye como una  $\chi_1^2$  bajo la hipótesis  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ , donde  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  representan las varianzas de las innovaciones de las dos submuestras. Esta hipótesis no se rechaza, puesto que los valores críticos de una  $\chi_1^2$  al 90% y 95% de confianza son 2.71 y 3.84 respectivamente. Dado este resultado, la hipótesis nula del contraste de razón de verosimilitudes presentado en el Capítulo 2 (Subsección 2.3.5.4) es  $H_0 : \phi_{21}^1 = \phi_{21}^2, \phi_{22}^1 = \phi_{22}^2$ , donde  $\phi_{21}^1$  y  $\phi_{22}^1$  representan los parámetros del AR(2) estimado en P1.1 y  $\phi_{21}^2$  y  $\phi_{22}^2$  representan los parámetros del AR(2) estimado en P2.1. El valor del estadístico de contraste, que se distribuye como una  $\chi_2^2$  bajo  $H_0$ , es 1.32, de modo que  $H_0$  no se rechaza (los valores críticos de una  $\chi_2^2$  al 90% y 95% de confianza son 4.61 y 5.99 respectivamente). Estos resultados indican que los parámetros no cambian entre las submuestras pre-NOP y NOP.

Para determinar si los parámetros son distintos en la submuestra post-NOP, se compara la submuestra conjunta de pre-NOP y NOP con la submuestra post-NOP. Se emplea  $P4$  para designar a la serie de  $P$  en la submuestra conjunta (de pre-NOP y NOP). El modelo P4.1 se obtiene al estimar el ARI(2,2) para  $\ln P4$ . El valor del estadístico de Bartlett es 21.28, por lo que se rechaza la hipótesis  $\sigma_4^2 = \sigma_3^2$ , donde  $\sigma_4^2$  y  $\sigma_3^2$  representan, respectivamente, las varianzas de las innovaciones de P4.1 y P3.1. El valor del estadístico de razón de verosimilitudes para  $H_0 : \phi_{21}^4 = \phi_{21}^3, \phi_{22}^4 = \phi_{22}^3, \sigma_4 = \sigma_3$  ( $\phi_{21}^4$  y  $\phi_{22}^4$  son los parámetros del AR(2) estimado en P4.1 y  $\phi_{21}^3$  y  $\phi_{22}^3$  los parámetros del AR(2) estimado en P3.1) es 22.87,

de modo que también se rechaza esta hipótesis (los valores críticos de una  $\chi_3^2$  a los niveles de confianza 90% y 95% son 6.25 y 7.81 respectivamente).

Por supuesto, es posible que únicamente cambie  $\sigma$  entre las submuestras 4 y 3 y, como consecuencia, se rechace la hipótesis conjunta del párrafo último. Para comprobar si esto es lo que ocurre, se procede como sigue: (1) se multiplica  $\nabla^2 \ln P3$  por  $\hat{\sigma}_4/\hat{\sigma}_3$  (1.72), donde  $\hat{\sigma}_4$  y  $\hat{\sigma}_3$  son las estimaciones de máxima verosimilitud de las desviaciones típicas de las innovaciones de P4.1 y P3.1, (2) se estima el AR(2) en la submuestra post-NOP y en la muestra I/59-IV/99 con la serie así transformada y (3) se calcula de nuevo el estadístico de razón de verosimilitudes para la hipótesis conjunta. De este modo, se tiene en cuenta, de forma aproximada, el efecto del cambio en la desviación típica de las innovaciones sobre el resultado del contraste de la hipótesis conjunta y la nueva hipótesis conjunta que se contrasta es  $H_0 : \phi_{21}^4 = \phi_{21}^3, \phi_{22}^4 = \phi_{22}^3$ . Ahora  $\phi_{21}^3$  y  $\phi_{22}^3$  representan los parámetros del ARI(2,2) estimado en post-NOP con la serie  $\nabla^2 \ln P3$  multiplicada por  $\hat{\sigma}_4/\hat{\sigma}_3$ . El valor del estadístico de razón de verosimilitudes en este caso es 2.24, por lo que la hipótesis conjunta no se rechaza.

En resumen, el análisis de las submuestras de  $P$  indica que la forma ARI(2,2), identificada en la muestra global, proporciona una representación adecuada de cada una de las submuestras. Los valores de  $\phi_{21}$ ,  $\phi_{22}$ , del periodo y del factor de amortiguamiento no difieren significativamente entre las submuestras. Pero la desviación típica de las innovaciones es significativamente menor en la submuestra post-NOP que en pre-NOP y NOP.

Cuando se incorporan los términos deterministas de estacionalidad al análisis anterior se obtienen resultados muy semejantes a los descritos en esta subsección, con una sola

excepción. Se encuentra que los valores de  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$ ,  $\alpha_{20}$ ,  $\phi_{21}$ ,  $\phi_{22}$ ,  $per$  y  $fa$  no difieren significativamente entre pre-NOP y NOP, pero son distintos en post-NOP:  $\phi_{21}$ ,  $\phi_{22}$  y  $fa$  son mayores en post-NOP y  $\alpha_{10}$  y  $\beta_{10}$  son menores en post-NOP.

### 3.3.2 Análisis de Cambio Estructural en $PC$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP

El modelo PC1.1 se obtiene al estimar el modelo ARI(2,2) para  $\ln PCI$  (Tabla 3.4). Aunque la media muestral residual es un poco alta en relación con su desviación típica estimada, esto es debido a una distorsión: se presentan cinco residuos extremos de valor absoluto mayor de dos desviaciones típicas, tres positivos y dos negativos. En los residuos de PC1.1 una parte del valor de  $r_6$  se explica por la contribución de los pares de residuos IV/71-II/73 y IV/77-II/79 y, en cuanto a  $r_8$ , parte de su valor se explica por la contribución del par I/75-I/77. Cuando se incorpora al modelo un MA(1) de sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=7.60). La misma conclusión ( $\ln PCI \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,1) con  $\mu$  estimado para  $\ln PCI$  (SF=0).

El modelo PC2.1 resulta de estimar un ARI(2,2) para  $\ln PC2$ . Esta estimación se presenta para satisfacer la curiosidad del lector, puesto que no resulta factible un análisis riguroso de esta serie con 12 observaciones.

El modelo PC3.1 es el resultado de estimar un ARI(2,2) para  $\ln PC3$ . El valor destacado de  $r_4$  se explica en gran parte por la contribución de los pares de residuos extremos I/86-I/87, I/87-I/88 y III/89-III/90. Cuando se añade MA(1) de sobreajuste a PC3.1, se obtiene el modelo PC3.2 (este modelo se estima por MVENC). En PC3.2  $\theta_1$  se estima significativamente distinto de cero ( $\hat{\theta}_1 = .69(.23)$ ) y se rechaza no invertibilidad (DCD=5.30).

Este modelo presenta elevadas correlaciones entre parámetros

( $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{21}, \hat{\theta}_1) = .84$  y  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{22}, \hat{\theta}_1) = .71$ ), lo que sugiere que se trata de un modelo

sobreparametrizado. Además, PC3.2 no parece proporcionar una representación de  $\ln PC3$

más adecuada que el modelo ARI(2,2) estimado por MVENC, denominado PC3.3: (1) la

varianza residual de ambos modelos es igual y (2) los dos modelos presentan un valor

negativo y grande de  $r_4$ , pero este valor se explica en su mayor parte por la contribución de

los pares de residuos I/86-I/87, I/87-I/88 y III/89-III/90.

Se concluye que el modelo PC3.1 proporciona una representación adecuada de la tercera submuestra. A continuación se estudia si los parámetros cambian entre las submuestras.

El valor del estadístico de Bartlett para las submuestras pre-NOP y NOP es 7.14, por lo que se rechaza contundentemente la hipótesis  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ , donde  $\sigma_1^2$  y  $\sigma_2^2$  representan las varianzas de las innovaciones de las dos submuestras. La varianza de las innovaciones en NOP es significativamente mayor que en pre-NOP. El valor del estadístico de razón de verosimilitudes para  $H_0 : \phi_{21}^1 = \phi_{21}^2, \phi_{22}^1 = \phi_{22}^2, \sigma_1 = \sigma_2$ , donde  $\phi_{21}^1$  y  $\phi_{22}^1$  son los parámetros del AR(2) estimado en PC1.1 y  $\phi_{21}^2$  y  $\phi_{22}^2$  los parámetros del AR(2) estimado en PC2.1, es 10.14, por lo que se rechaza  $H_0$ . Es posible que únicamente cambie  $\sigma$  y, como consecuencia, se rechace esta hipótesis conjunta. Para comprobar si esto es lo que ocurre, se calcula de nuevo el estadístico de razón de verosimilitudes según se describe en la Subsección 3.3.1 (párrafo nueve). En este caso se multiplica  $\nabla^2 \ln PC2$  por  $\hat{\sigma}_1 / \hat{\sigma}_2$  (.57) y la hipótesis nula es  $H_0 : \phi_{21}^1 = \phi_{21}^2, \phi_{22}^1 = \phi_{22}^2$ , donde  $\phi_{21}^2$  y  $\phi_{22}^2$  representan los parámetros del ARI(2,2) estimado en la muestra NOP con la serie  $\nabla^2 \ln PC2$  multiplicada por  $\hat{\sigma}_1 / \hat{\sigma}_2$ . El

nuevo valor del estadístico es 0.61, por lo que  $H_0$  no se rechaza. Esto quiere decir que la desviación típica de las innovaciones es significativamente menor en pre-NOP que en NOP, pero los parámetros ARMA no son significativamente distintos en estas dos submuestras.

El paso siguiente es determinar si los parámetros son diferentes en la submuestra post-NOP. Dado que la desviación típica de las innovaciones difiere entre pre-NOP y NOP, no es sensato comparar la submuestra post-NOP con la submuestra conjunta de pre-NOP y NOP directamente. Sí parece razonable, en cambio, comparar post-NOP con la submuestra que incluye los periodos pre-NOP y NOP, pero con las observaciones de NOP multiplicadas por  $\hat{\sigma}_1/\hat{\sigma}_2$ . Con esta transformación se consigue homogeneidad entre pre-NOP y NOP. Se denomina  $\nabla^2 \ln PC4$  a la submuestra de  $\nabla^2 \ln PC$  que incluye los periodos pre-NOP y NOP, con las observaciones de NOP multiplicadas por  $\hat{\sigma}_1/\hat{\sigma}_2$ .

El modelo PC4.1 es el resultado de estimar AR(2) para  $\nabla^2 \ln PC4$ . El estadístico de Bartlett para la hipótesis  $\sigma_4^2 = \sigma_3^2$ , donde  $\sigma_4^2$  y  $\sigma_3^2$  representan las varianzas de las innovaciones de PC4.1 y PC3.1 es 0.53, por lo que no se rechaza  $H_0$ . Esto significa que la varianza de las innovaciones en post-NOP no difiere significativamente de la de pre-NOP, teniendo en cuenta que en  $\nabla^2 \ln PC4$  las observaciones correspondientes al periodo NOP están multiplicadas por  $\hat{\sigma}_1/\hat{\sigma}_2$ . Dado este resultado, la hipótesis nula del contraste de razón de verosimilitudes es  $H_0 : \phi_{21}^4 = \phi_{21}^3, \phi_{22}^4 = \phi_{22}^3$ , donde  $\phi_{21}^4$  y  $\phi_{22}^4$  son los parámetros del ARI(2,2) estimado en PC4.1 y  $\phi_{21}^3$  y  $\phi_{22}^3$  los del ARI(2, 2) estimado en PC3.1. El valor del estadístico de contraste es 6.09, de modo que se rechaza  $H_0$ . Esto quiere decir que, aunque la varianza de las innovaciones en post-NOP no difiere significativamente de la de pre-NOP,

los parámetros ARMA en post-NOP difieren significativamente de los de pre-NOP y NOP. En particular, parece que el factor de amortiguamiento del AR(2) es más alto en post-NOP que en las dos primeras submuestras.

En resumen, en el análisis de las submuestras de  $PC$ , se encuentra que la forma ARI(2,2) identificada en la muestra global proporciona una representación adecuada de cada una de las submuestras. Sin embargo, se detectan cambios en los valores de los parámetros. La varianza de las innovaciones es significativamente mayor en NOP que en pre-NOP y post-NOP. Los parámetros ARMA no difieren entre pre-NOP y NOP, aunque son distintos en la submuestra post-NOP. El factor de amortiguamiento del AR(2) es más alto en post-NOP que en las dos primeras submuestras.

### 3.3.3 Análisis de Cambio Estructural en $PC$ en I/91

En el gráfico temporal de  $\nabla \ln PC$  en la muestra II/85-IV/99 (Apéndice G.3) se observa de forma clara que la varianza de la serie es menor a partir de I/91, lo que sugiere la posibilidad de que haya un cambio estructural en  $PC$  en torno a esta fecha. También es posible apreciar, aunque desde luego no tan claramente, que las series residuales de PC3.1, PC3.2 y PC3.3 tienen menor varianza a partir de comienzos del año 1991. En esta subsección se investiga un cambio estructural en  $PC$  dentro de la submuestra post-NOP, en la fecha I/91.

Se denominan  $PC5$  y  $PC6$  a las muestras de  $PC$  que comprenden II/82-IV/90 y III/90-IV/99 respectivamente. Los modelos PC5.1 y PC6.1 resultan de estimar un ARI(2,2) para  $\ln PC5$  y  $\ln PC6$ . Los residuos de PC5.1 presentan un valor grande y negativo de  $r_4$  que se explica en gran parte por la contribución de dos pares de residuos: I/86-I/87 y I/87-I/88. Aparte de esto, la diagnosis de PC5.1 no muestra evidencia de mala especificación. Cuando se añade a PC5.1 un MA(1) de sobreajuste se rechaza no invertibilidad (DCD=2.34). Los

residuos de PC6.1 tampoco indican mala especificación y en el modelo con MA(1) de sobreajuste se rechaza no invertibilidad (DCD=6.06). A continuación se presentan los resultados del análisis de cambio paramétrico entre estas dos submuestras.

El valor del estadístico de Bartlett (14.16) conduce a rechazar la hipótesis de igualdad de varianzas de las innovaciones en estas submuestras. El valor del estadístico de razón de verosimilitudes para  $H_0 : \phi_{21}^5 = \phi_{21}^6, \phi_{22}^5 = \phi_{22}^6, \sigma_5 = \sigma_6$  ( $\phi_{21}^5, \phi_{22}^5$  y  $\sigma_5$  son los parámetros estimados en PC5.1 y  $\phi_{21}^6, \phi_{22}^6$  y  $\sigma_6$  son los parámetros estimados en PC6.1) es 17.84, por lo que se rechaza  $H_0$ . Para comprobar si el único parámetro que cambia entre las submuestras es la varianza de las innovaciones, se calcula de nuevo el estadístico de razón de verosimilitudes según se describe en la Subsección 3.3.1 (párrafo nueve). En este caso se multiplican las observaciones de  $\nabla^2 \ln PC5$  por  $\hat{\sigma}_6 / \hat{\sigma}_5$  (.48). El valor del estadístico en este caso es 3.80, por lo que no se rechaza  $H_0 : \phi_{21}^5 = \phi_{21}^6, \phi_{22}^5 = \phi_{22}^6$ , donde  $\phi_{21}^5$  y  $\phi_{22}^5$  representan los parámetros del AR(2) estimado en la muestra II/82-IV/90 con las observaciones de  $\nabla^2 \ln PC5$  multiplicadas por  $\hat{\sigma}_6 / \hat{\sigma}_5$ . Esto quiere decir que la varianza de las innovaciones de PC5.1 es significativamente mayor que la de PC6.1, mientras que los parámetros ARMA no son significativamente distintos.

En el Apéndice G.3, junto al gráfico de la serie  $\nabla \ln PC$  en la muestra II/85-IV/99, se presenta el gráfico de la misma serie “corregida” por el factor  $\hat{\sigma}_6 / \hat{\sigma}_5$  ( $\nabla \ln PC^*$ ). La serie  $\nabla \ln PC^*$  se obtiene integrando la serie  $\nabla^2 \ln PC^*$  (III/85-IV/99) que tiene las observaciones comprendidas en III/85-IV/90 multiplicadas por  $\hat{\sigma}_6 / \hat{\sigma}_5$ . Las series  $\nabla \ln PC$  y  $\nabla \ln PC^*$  están por encima de la media global entre I/87 y IV/90. Ambas presentan un escalón en I/91 y a partir de esta fecha están más cerca de la media global aunque casi siempre por debajo de

ésta.

No se ha podido encontrar ninguna información extramuestral que explique el cambio en  $PC$  en I/91, aunque sin duda su presencia aconseja repetir el análisis de cambio estructural para  $PC$  empleando las submuestras I/59-IV/79, II/79-IV/82, II/82-IV/90 y III/90-IV/99. Sin embargo, este cambio en  $PC$  es uno de los motivos por los que, en adelante, se emplea  $P$  en lugar de  $PC$  como medida del nivel general de precios. Por esta razón, no se repite el análisis con cuatro submuestras.

Conviene señalar que, cuando se incorporan los términos deterministas de estacionalidad al análisis por submuestras, los resultados que se obtienen son muy semejantes a los descritos en esta subsección.

### **3.3.4 Análisis de Cambio Estructural en $P/PC$ entre las Submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP**

En el caso de  $\ln(P/PC)$  no se evalúa si los valores de los parámetros de su modelo cambian entre las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP. Los análisis de  $P$  y  $PC$  en estas submuestras indican que los valores de algunos de sus parámetros difieren significativamente entre submuestras, por lo que es de esperar que esto mismo ocurra para  $P/PC$ . Dado que para  $P/PC$  no se analiza el cambio paramétrico, no es necesario estimar por MVC en las submuestras NOP y post-NOP, por lo que se estima por MVENC en las tres submuestras. En esta subsección se investiga el orden de integración de  $\ln(P/PC)$ .

Cuando se estima un  $ARI(3,1)$  con  $\mu$ ,  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  en la submuestra pre-NOP, los parámetros  $\mu$ ,  $\alpha_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman no significativamente distintos de cero. Se suprimen estos tres parámetros y se obtiene el modelo P/PC1.1. En este modelo la media muestral residual es negativa y un poco alta en relación con su desviación

típica estimada, pero esto es debido a una distorsión: hay cinco residuos extremos de valor absoluto mayor de dos desviaciones típicas, tres negativos y dos positivos. En los residuos de P/PC1.1, el valor destacado de  $r_4$  se explica en gran parte por la contribución del par de residuos IV/76-IV/77. Por lo demás, los instrumentos de diagnóstico de P/PC1.1 no sugieren mala especificación. En este modelo se rechaza  $H_0: \phi_{11} = 1$  (SF=2.26 y los valores críticos, con 82 observaciones, al 90% y 95% de confianza son 1.07 y 1.75 respectivamente). En los residuos de P/PC1.1 se detectan -S,I/74; +S,IV/77; -S,I/79; -S,II/79 y -S,III/79, que se incorporaron en el análisis del ratio en la muestra completa. Se estima un ARI(3,1) con  $\mu$ ,  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  y estos cinco escalones con el fin de evaluar influencias en el resultado acerca del orden de integración para  $\ln(P/PCI)$  y en los parámetros de su modelo. En el modelo resultante  $\mu$  y  $\alpha_{10}$  se estiman no significativamente distintos de cero. Se suprimen y se obtiene el modelo P/PC1.2. En los residuos de este modelo, la mayor parte del valor de  $r_8$  se explica por la contribución de los pares de residuos I/71-I/73 y II/71-II/73. Los instrumentos de diagnóstico no indican mala especificación y se rechaza no estacionariedad ( $H_0: \phi_{11} = 1$ ): SF=3.97. Por tanto, estos cinco escalones en conjunto no influyen en el resultado de que  $\ln(P/PCI) \sim I(1)$ . Tampoco influyen en los parámetros ARMA, aunque sí influyen en  $\hat{\alpha}_{20}$ .

El análisis de influencia revela que S,I/74 y S,IV/77 no influyen, por separado ni en conjunto, en el estadístico SF. Los tres escalones en I/79, II/79 y III/79 influyen, en conjunto, en el estadístico SF (SF=.71 en el ARI(3,1) con S,I/74 y S,IV/77). Se analiza la influencia de cada uno de estos tres escalones en el estadístico SF y se encuentra que S,I/79 y S,II/79, por separado, no influyen en el mismo. En conjunto, estos dos escalones influyen marginalmente en el estadístico SF (SF=1.71 en el modelo que excluye estos dos escalones). Por su parte,

S,III/79 influye en el estadístico SF (SF=1.49 en el ARI(3,1) con SI,/74; S,IV/77; S,I/79 y S,II/79). Por tanto, a diferencia de lo que se encuentra en el análisis de  $\ln(P/PC)$  en la muestra global, los tres escalones en I/79-III/79 influyen en la decisión acerca del orden de integración en la submuestra pre-NOP.

El modelo P/PC2.1 se obtiene al estimar un ARI(3,1) con  $\mu$  y los términos deterministas de estacionalidad para  $P/PC2$ .

Cuando se estima un ARI(3,1) con  $\mu$  y los términos deterministas de estacionalidad en la submuestra post-NOP,  $\phi_{11}$  se estima no significativamente distinto de cero y altamente correlacionado con  $\hat{\phi}_{21}$  y  $\hat{\phi}_{22}$  ( $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = -.93$  y  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{22}) = -.71$ ) y se rechaza no estacionariedad (SF=5.78). Tampoco  $\hat{\alpha}_{10}$  resulta significativamente distinto de cero. Se suprimen estos dos parámetros y se obtiene el modelo P/PC3.1. En los residuos de P/PC3.1 se detectan +S,IV/82; +S,I/83 y +S,II/86, de  $3.1\sigma$ ,  $2.2\sigma$  y  $3.3\sigma$  respectivamente, que proceden de  $PC$ . Para evaluar su influencia, se añaden estos escalones a P/PC3.1 (modelo P/PC3.2). Los tres escalones, en conjunto, influyen en  $\hat{\mu}$  y en  $\hat{\phi}_{21}$ . Para poder contrastar la hipótesis de no estacionariedad se incorpora un AR(1) de sobreajuste a P/PC3.2. En el modelo resultante,  $\phi_{11}$  se estima significativamente distinto de cero ( $\hat{\phi}_{11} = .31(.22)$ ), pero altamente correlacionado con  $\hat{\phi}_{21}$  y  $\hat{\phi}_{22}$ , lo que sugiere que el modelo está sobreparametrizado. Por esta razón, se estima el AR(3) sin factorizar y se encuentra que  $\hat{\phi}_{31}$  no es significativamente distinto de cero. De todos modos, en el modelo ARI(3,1) factorizado se contrasta la hipótesis  $\phi_{11} = 1$  y se rechaza (SF=9.50). Por tanto, los tres escalones, en conjunto, tampoco influyen en la decisión de que  $\ln(P/PC3) \sim I(1)$ .

Los residuos de P/PC3.2 presentan un incidente anómalo en I/90-IV/90 ( $PC$  presenta

tres escalones positivos en I/90, III/90 y IV/90 y  $P$  un escalón positivo en II/90). Con el fin de evaluar su influencia, se añaden a P/PC3.2 estos cuatro escalones (modelo P/PC3.3). Los cuatro escalones no influyen en los parámetros del AR(2). Cuando se incorpora a P/PC3.3 un AR(1) de sobreajuste,  $\phi_{11}$  se estima no significativamente distinto de cero y se sigue rechazando la hipótesis  $\phi_{11} = 1$  (SF=9.46). Los residuos de P/PC3.3 presentan dos valores extremos en I/91 y II/91, junto a los valores intervenidos en I/90-IV/90 ( $P$  presenta +SI,/91 y  $PC$  presenta -S,II/91). Se ha comprobado que tampoco en el modelo ARI(3,1) que incorpora estos escalones cambia la conclusión acerca del orden de integración (SF=10.97).

Se evalúa la influencia en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln(P/PC3)$  de las intervenciones presentes en P/PC3.3 y se encuentra: (1) S,IV/82 y SI/83 no influyen, en conjunto, en este resultado, (2) S,I/86 no influye en este resultado, (3) los escalones en IV/82, I/83, II/86, en conjunto, no influyen este resultado, (4) los escalones en I/90-IV/90 no influyen en este resultado de uno en uno, en grupos de dos, de tres ni los cuatro a la vez. Por tanto, parece que el resultado de que  $\ln(P/PC3) \sim I(1)$  es robusto.

### 3.4 Análisis Univariante de $P$ en la Muestra I/85-IV/99

Los análisis de los datos trimestrales de  $P$  y  $PC$ , divididos en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP, indican que, aunque la especificación es bastante robusta, los parámetros son diferentes entre las submuestras en ambos casos. Este resultado aconseja, para el resto de la investigación, emplear una muestra con mayor homogeneidad que la muestra global. En  $PC$  se detecta, además, un cambio estructural dentro de la submuestra post-NOP, en I/91: la varianza de las innovaciones de  $\ln PC$  ( $\nabla \ln PC$ ,  $\nabla^2 \ln PC$ ) antes de esta fecha es significativamente mayor que después. Para homogeneizar esta varianza dentro de la submuestra post-NOP es necesario multiplicar las observaciones de  $\nabla^2 \ln PC$  anteriores a

I/91 (II/82-IV/90) por una constante menor que uno ( $\hat{\sigma}_6/\hat{\sigma}_5 = .48$ ). Pero multiplicar  $\nabla^2 \ln PC$  por una constante equivale a elevar el índice de precios  $PC$  a esta misma constante, lo que supone un cambio no lineal en la unidad de medida de  $PC$ . Este cambio estructural importante no se observa en  $P$ , lo que constituye la razón fundamental de emplear  $P$  como medida del nivel general de precios en análisis posteriores.

Aunque en  $P$  no se detecta ningún cambio dentro de la submuestra post-NOP, se utiliza la muestra I/85-IV/99 en los análisis de datos trimestrales que se presentan en los Capítulos 5 y 6 por otra razón. Una variable fundamental en esta investigación es el Federal Funds Rate ( $r$ ), que se emplea como indicador de la política monetaria. En el gráfico temporal de  $r$  en la submuestra post-NOP y, sobre todo, en el de su primera diferencia (Apéndice G.3), se aprecia un incidente anómalo importante en IV/84. Por ello parece que lo más conveniente es trabajar con la muestra I/85-IV/99. A continuación se describe el análisis de la serie de  $P$  en dicha muestra, denominada  $P5$ .

La serie  $\ln P5$  tiene tendencia creciente y  $\nabla \ln P5$  deambula y las *acf* de estas dos series presentan configuraciones indicativas de no estacionariedad.

En el gráfico temporal de  $\nabla^2 \ln P5$  se detecta que los primeros trimestres, con cuatro excepciones en un total de 14, están por encima de la media muestral global. Además, el valor alto de  $r_8$  no puede explicarse por la contribución de unos pocos pares de extremos. Parece que esta serie, oficialmente desestacionalizada, presenta indicios de estacionalidad. Dejando esto al margen por un momento, en las *acf* y *pacf* de  $\nabla^2 \ln P5$  se identifica un AR(2) con raíces imaginarias, cuya estimación da lugar al modelo P5.1. Cuando se incorpora un MA(1) de sobreajuste a P5.1 el parámetro  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza  $H_0:\theta_1=1$  (DCD=7.90). La misma conclusión ( $\ln P5 \sim I(2)$ ) se obtiene con

SF en el AR(3) con  $\mu$  especificado para  $\nabla \ln P5$ .

En la serie de residuos de P5.1 los primeros trimestres también están por encima de la media con cuatro excepciones. Destaca el valor de  $r_8$ , que sólo se explica en parte por la contribución de residuos extremos. Por estas razones, se añaden al modelo, como sobreajuste, los términos de estacionalidad determinista (modelo P5.2). Los parámetros asociados a estos tres términos se estiman significativamente distintos de cero. El modelo P5.2 también presenta un valor un poco elevado de  $r_8$ , aunque es bastante menor que en P5.1 y se puede explicar en gran parte por la contribución de un solo par de residuos extremos, II/88-II/90. El gráfico de residuos de P5.2 parece mejor centrado que el de P5.1 y su varianza residual es ligeramente inferior. Parece, por tanto, que P5.2 proporciona una representación mejor de  $\ln P5$  que P5.1. Por esta razón, se procede a construir los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>4</sub> y MEG para  $\ln P5$ . Este proceso conduce al modelo P5.2.

Las variables  $Y$ ,  $P$  y  $Q$  están ligadas por la identidad contable  $\ln Y \equiv \ln P + \ln Q$ . Los análisis univariantes de las series trimestrales  $Y$  y  $Q$  en la muestra I/85-IV/99 se presentan en el Capítulo 5. Estos análisis revelan que las series  $\ln Y$  y  $\ln Q$  también presentan estacionalidad determinista. Según se expone en el Capítulo 5, no resulta obvio qué hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad emplear para cada variable, de modo que se cumpla la compatibilidad. Por esta razón, se decide no imponer hipótesis de simplificación sobre estos términos deterministas, aunque eso signifique contar con unos pocos grados de libertad.

En su lugar, se estiman conjuntamente los modelos univariantes de  $\ln Y$ ,  $\ln P$  y  $\ln Q$  en un modelo trivariante estocástico con dinámica diagonal y con  $\Sigma$  diagonal, imponiendo restricciones paramétricas de compatibilidad entre los componentes deterministas. Según se

expone detalladamente en el Capítulo 5, se estiman dos versiones de este modelo trivariante: en una versión no se incluyen tres escalones en III/90-I/91 para las variables  $\ln Y$  y  $\ln Q$  y en la otra versión se incluyen estos tres escalones. En la primera versión, los valores estimados de los términos deterministas de estacionalidad para  $\ln P$  son  $\hat{\alpha}_{10} = -.00041(.00015)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00030(.00016)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = -.00012(.00006)$ . En la segunda versión los valores estimados de los términos deterministas de estacionalidad para  $\ln P$  son  $\hat{\alpha}_{10} = -.00042(.00016)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00030(.00016)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = -.00012(.00005)$ . Cuando sea preciso trabajar con la serie  $\ln P$  extraídos los componentes deterministas de estacionalidad, se emplearán las estimaciones correspondientes a una de estas dos versiones, dependiendo de que se incluyan o no los tres escalones en III/90-I/91 para las variables  $\ln Y$  y  $\ln Q$ .

### 3.5 Conclusiones

Los análisis de datos anuales 59-99 y de datos trimestrales en la muestra I/59-IV/99 y en diferentes submuestras, que se presentan en este capítulo, indican que las medidas de la tasa de inflación,  $p$  y  $pc$ , siguen procesos  $I(1)$  y sus primeras diferencias,  $\nabla p$  y  $\nabla pc$ , siguen procesos con media cero. La no estacionariedad de estas dos medidas de la tasa de inflación,  $p$  y  $pc$ , indica que la Fed no controla la inflación en el sentido de volverla estacionaria.

El análisis univariante de la serie anual  $p-pc$  en la muestra 59-99 no permite aclarar si esta serie sigue un proceso  $I(0)$  ó  $I(1)$ . El análisis de la serie trimestral  $p-pc$  en la muestra I/59-IV/99 indica que esta serie sigue un proceso estacionario con media negativa y que este resultado es robusto frente a los hechos anómalos principales de la serie. El análisis de  $p-pc$  por submuestras revela que en la submuestra pre-NOP el resultado de que  $p-pc \sim I(0)$  depende del tratamiento de unos pocos valores anómalos influyentes (Subsección 3.3.4), mientras que este resultado parece robusto en la submuestra post-NOP frente a los hechos

anómalos principales.

La estacionariedad de  $p-pc$  implica que hay un solo FNE en el modelo bivalente de  $p$  y  $pc$ , una sola tasa de inflación. La media de  $p-pc$  es claramente negativa en la muestra global y en la submuestra post-NOP, lo que quiere decir que, en estas muestras, la inflación de precios de consumo es significativamente mayor que la inflación de precios de los bienes y servicios incluidos en el PIB.

Los análisis de los datos trimestrales de  $P$  y  $PC$  divididos en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP, revelan que la forma de la estructura estocástica de estas series es bastante robusta, aunque los parámetros parecen diferir entre las submuestras, lo que sugiere la conveniencia de trabajar en una muestra con mayor homogeneidad. En  $PC$  se detecta, además, un cambio estructural importante dentro de la submuestra post-NOP, en I/91, por lo que no se dispone para esta variable de una muestra suficientemente larga que presente homogeneidad. En  $P$  no se detecta ningún cambio estructural en la submuestra post-NOP, lo que, unido al resultado de que  $p-pc \sim I(0)$ , justifica el empleo de  $P$  como medida del nivel general de precios para el resto de esta investigación. La incorporación al estudio del Federal Funds Rate determina que, en análisis posteriores de datos trimestrales, se examine la muestra I/85-IV/99 (Sección 3.4).

Resulta llamativo que el análisis de  $p-pc$  en la muestra global revela que esta serie presenta estacionalidad, puesto que inicialmente no se detecta evidencia de estacionalidad en  $p$  ni en  $pc$  en esta misma muestra. Para  $p-pc$  una representación totalmente determinista de la estacionalidad parece adecuada y, dado que lo que más interesa aquí es conocer su orden de integración en  $f=0$ , no se elabora un MEG para esta variable. El hecho de encontrar estacionalidad en  $p-pc$  conduce a incorporar a los modelos finales de  $p$  y  $pc$  en

la muestra global los términos  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  de sobreajuste. En ambos casos el parámetro asociado a  $\sin(\pi t/2)$  se estima significativamente distinto de cero, lo cual resulta especialmente llamativo en el caso de  $p$ , al tratarse de datos oficialmente desestacionalizados. También se encuentra estacionalidad completamente determinista en  $p$  en la muestra I/85-IV/99.

Dado que la variable central de esta investigación es la tasa de inflación de EE.UU., medida por  $p$ , en los Capítulos 4 y 5 se examinan un conjunto de variables macroeconómicas de EE.UU. que pueden estar relacionadas con su tasa de inflación. En el Capítulo 4 se realizan análisis univariantes de las series anuales de estas variables macroeconómicas en la muestra 59-99 con el fin de tener una idea inicial de cómo son estos datos a través de análisis sencillos, puesto que las series anuales no presentan estacionalidad. En el Capítulo 5 se analizan los datos trimestrales de las mismas variables en la muestra I/85-IV/99, que es más corta y más reciente.

---

## APÉNDICE T.3: Tablas de Modelos Univariantes

---

En La Tabla 3.1 se presentan los modelos univariantes elaborados para las series anuales (59-99)  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  con algunas de las herramientas de diagnóstico de sus residuos. En esta tabla se ofrece, para cada modelo, la siguiente información: (1) nombre, (2) número de diferencias regulares,  $d$ , (3) parámetro  $\mu$  estimado,  $\hat{\mu}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis, (4) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (impulso, I, escalón, S, y rampa, R), valor estimado del coeficiente  $\gamma$ , en su caso, de la ganancia a largo plazo,  $\hat{g}$ , (5) estimaciones de los parámetros ARMA ( $\hat{\phi}_{11}$ ,  $\hat{\phi}_{21}$ ,  $\hat{\phi}_{22}$  y  $\hat{\theta}_1$ ) y del periodo en años ( $p\hat{e}r$ ) y factor de amortiguamiento ( $f\hat{a}$ ) de los AR(2) con raíces imaginarias, con sus desviaciones típicas estimadas entre paréntesis, (6) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ , (7) media de los residuos,  $\bar{a}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ), (8) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con los grados de libertad (número máximo de retardos de la  $acf$  muestral menos número de parámetros ARMA estimados) expresados entre paréntesis y (9) fecha y valor tipificado de residuos con valor absoluto tipificado igual o mayor de dos desviaciones típicas residuales.

La Tabla 3.2 presenta los modelos univariantes elaborados para las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99. En esta tabla el periodo estimado de los operadores AR(2) con raíces imaginarias se expresa en trimestres. Debajo de cada modelo se presenta la desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ . La Tabla 3.3 recoge, para los modelos presentados en la Tabla 3.2, los instrumentos de diagnóstico indicados en los apartados (7), (8) y (9) del párrafo anterior.

La Tabla 3.4 presenta los modelos de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en diferentes submuestras. En

esta tabla se presenta la información indicada en los apartados (1), (2), (3), (4), (5) y (6) del primer párrafo de la página anterior. Además, para cada modelo se indica el método de estimación empleado y los términos deterministas de estacionalidad que incluye. En la Tabla 3.5 se presentan, para estos modelos, los instrumentos de diagnóstico indicados en los apartados (7), (8) y (9) del primer párrafo de la página anterior.

El parámetro  $\lambda$  de la transformación Box y Cox (1964) es cero para todos los modelos que se presentan en este apéndice.

Los modelos que se presentan en la Tabla 3.1 tienen la forma general:

$$z_t \equiv \sum_i (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2) \xi_t^i + N_t$$

$$(1 - \phi_{11} B)(1 - \phi_{21} B - \phi_{22} B^2)(\nabla^d N_t - \mu) = (1 - \theta_1 B) a_t \quad (1)$$

con  $\phi_{21}^2 + 4\phi_{22} < 0$ . Los modelos en la Tabla 3.4 tienen la misma forma, excepto que, en

estos casos,  $z_t \equiv \sum_i (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2) \xi_t^i + \alpha_{10} \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \beta_{10} \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \alpha_{20} (-1)^t + N_t$ .

Dentro de cada tabla los modelos se ordenan en el mismo orden en que se presentan en el capítulo.

Los modelos construidos para las series trimestrales se denotan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que designa el modelo. El nombre de los modelos elaborados para series anuales incluye además una letra A detrás del mnemotécnico de la variable con el fin de evitar confusiones.

**Tabla 3.1\*:** Modelos univariantes de las series anuales *P*, *PC* y *P/PC* y resumen de la diagnosis de sus residuos

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) [%] [%]	Q(k)	Residuos Extremos			
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )						$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
PA.1	2							.31 (.15)	-.32 (.15)	.57 (.13)	4.9 (.5)		1.01	.01 (.16)	6.4(5)	74 76 82	2.5 -2.5 -2.6	
PA.2	2		74	S	3.0 (.6)	-3.4 (.6)		.38 (.15)					.75	.00 (.12)	4.3(6)	73 82	2.1 -3.9	
					$\hat{g} = 6.4(1.1)$													
PA.3 <sup>1</sup>	2		79	S	1.7 (.9)	-2.9 (1.3)	-2.5 (.9)		.14 (.16)	-.36 (.16)	.60 (.13)	4.3 (.4)	.91	.01 (.15)	5.1(5)	74 76 83	3.0 -2.6 -2.1	
					$\hat{g} = 7.1(2.7)$													
PA.4	2		74	S	3.4 (.5)	-3.4 (.4)		-.50 (.25)	.60 (.17)					.61	-.00 (.10)	3.0(5)	73 83	2.4 -3.2
					$\hat{g} = 6.8(.8)$													
			79	S	1.1 (.5)	-1.8 (.5)	-2.6 (.6)											
					$\hat{g} = 5.5(1.3)$													

\* En todos los modelos que se presentan en esta tabla la ganancia a largo plazo estimada,  $\hat{g}$ , y su desviación típica estimada están expresadas en porcentaje.

1. La correlación estimada entre los parámetros asociados a S79 y S80 es -.76 y entre los parámetros asociados a S80 y S81 es .73.

**Tabla 3.1 (cont.):** Modelos univariantes de las series anuales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  y resumen de la diagnosis de sus residuos

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.					MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) [%] [%]	Q(k)	Residuos Extremos					
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )	$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )				$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )					
PA.5 <sup>2</sup>	2		74	S	3.3 (.5)	-3.4 (.4)		-.37 (.30)	.49 (.23)					.52	.03 (.08)	1.0(5)	73 92	2.7 -2.3			
					$\hat{g} = 6.7(.7)$																
			79	S	1.2 (.4)	-2.2 (.5)	-2.6 (.4)												$\hat{g} = 6.0(1.1)$		
					83	R	-2.0 (.5)														
PCA.1	2							.43 (.14)	-.50 (.13)	.71 (.09)	5.0 (.4)		1.37	.03 (.22)	2.8(5)	74 79	2.0 2.3				
PCA.2 <sup>3</sup>	2		74	S	3.1 (1.0)	-2.3 (1.0)			.47 (.15)	-.41 (.15)	.64 (.12)	5.3 (.5)		1.22	.03 (.20)	1.6(5)	73 79 81	2.1 2.5 -2.1			
					$\hat{g} = 5.4(1.9)$																
PCA.3 <sup>4</sup>	2		79	S	4.7 (1.1)	-7.1 (1.6)	-2.6 (1.0)		-.18 (.19)	-.52 (.14)	.72 (.10)	3.7 (.3)	-.45 (.20)	1.12	.03 (.18)	2.5(4)	68 74 85	2.0 3.2 -2.0			
					$\hat{g} = 14.4(3.2)$																

2:  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = -.79$

3. La correlación estimada entre los parámetros asociados a S74 y S75 es  $-.77$ .

4. La correlación estimada entre los parámetros asociados a S79 y S80 es  $-.79$  y entre los parámetros asociados a S80 y S81 es  $.73$ .

**Tabla 3.1 (cont.):** Modelos univariantes de las series anuales *P*, *PC* y *P/PC* y resumen de la diagnosis de sus residuos

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) [%] [%]	Q(k)	Residuos Extremos	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )				$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
PCA.4	2		74	S	4.6 (.8)	-3.1 (.8)						.99	.02 (.16)	2.3(7)	73 83	2.8 -2.8
					$\hat{g} = 7.7(1.4)$											
			79	S	3.6 (.8)	-6.1 (1.0)	-3.5 (.8)									
					$\hat{g} = 13.2(2.2)$											
PCA.5 <sup>5</sup>	2		74	S	4.6 (.6)	-3.1 (.6)						.89	.09 (.14)	4.6(7)	73	3.0
					$\hat{g} = 7.7(1.0)$											
					79	S	3.6 (.7)	-6.1 (.8)	-3.5 (.7)							
$\hat{g} = 13.2(1.8)$																
			83	R	-2.8 (.5)											
P/PCA.1 <sup>6</sup>	2		74	S	-1.7 (.4)							.51	-.02 (.08)	14.6(7)	71 73 84	2.4 -2.8 -2.5
					79	S	-2.3 (.4)	3.8 (.5)	.87 (.38)							
$\hat{g} = -6.97(1.14)$																

5. La correlación estimada entre los parámetros asociados a S74 y R83 es -.76 y entre los parámetros asociados a S75 y R83 es .74.

6. La correlación estimada entre los parámetros asociados a S79 y S81 es -.84.

**Tabla 3.1 (cont.):** Modelos univariantes elaborados para las series anuales *P*, *PC* y *P/PC* y resumen de la diagnosis de sus residuos

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) [%] [%]	Q(k)	Residuos Extremos			
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )				$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )		
P/PCA.2	1	-24 (.11)	74	S	-1.7 (.4)								.43	-0.00 (.07)	7.3(6)	71 90	2.5 -2.0	
			79	S	-2.3 (.4)	3.7 (.4)	.81 (.41)	.42 (.14)										
					$\hat{g} = -6.81(.88)$													
P/PCA.3	1	-23 (.16)	74	S	-1.6 (.4)								.38	-0.01 (.06)	3.8(4)	71 72 89 90	2.3 2.2 -2.3 -2.0	
			79	S	-2.6 (.3)	4.0 (.4)	.44 (.35)	.83 (.10)	-.38 (.16)	-.57 (.14)	.75 (.09)	3.4 (.4)						
					$\hat{g} = -7.04(.74)$													
P/PCA.4	2		74	S	-1.7 (.3)								.40	-0.03 (.06)	5.9(5)	71 89	2.3 -2.2	
			79	S	-2.6 (.3)	4.1 (.4)	.45 (.35)	-.43 (.13)	-.60 (.12)	.77 (.08)	3.4 (.3)							
					$\hat{g} = -7.15(.72)$													

**Tabla 3.2:** Modelos univariantes de las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99

<p><b>Modelo P.1</b></p> $(1+.31B+.23B^2)\nabla^2 \ln P_t = AP.1_t$ <p style="text-align: center;">(.08) (.08)</p> $\hat{f}a = .48(.08), \hat{p}er = 3.3(.2), \hat{\sigma}_{AP.1} = .27\%$
<p><b>Modelo P.2</b></p> $\ln P_t = (.0054+.012B+.012B^2+.0066B^3)\xi_t^{S,II/74} + N_t$ <p style="text-align: center;">(.0022)(.002) (.002) (.0022)</p> $\hat{g} = .0360(.0058)$ $(1+.42B+.26B^2)\nabla^2 N_t = AP.2_t$ <p style="text-align: center;">(.08) (.08)</p> $\hat{f}a = .51(.08), \hat{p}er = 3.1(.1), \hat{\sigma}_{AP.2} = .24\%$
<p><b>Modelo P.3</b></p> $\ln P_t = .00046 \text{ sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) + N_t$ <p style="text-align: center;">(.00017)</p> $(1+.32B+.20B^2)\nabla^2 N_t = AP.3_t$ <p style="text-align: center;">(.08) (.08)</p> $\hat{f}a = .45(.09), \hat{p}er = 3.2(.2), \hat{\sigma}_{AP.3} = .26\%$
<p><b>Modelo PC.1</b></p> $(1+.31B+.43B^2)\nabla^2 \ln PC_t = APC.1_t$ <p style="text-align: center;">(.07) (.07)</p> $\hat{f}a = .66(.05), \hat{p}er = 3.5(.1), \hat{\sigma}_{APC.1} = .41\%$
<p><b>Modelo PC.2</b></p> $\ln PC_t = (.0087+.0068B)\xi_t^{S,II/79} + .011\xi_t^{S,I/80} + .0087\xi_t^{I,II/80} + .0065\xi_t^{I,III/81} - .010\xi_t^{S,I/82}$ <p style="text-align: center;">(.0031)(.0031) (.003) (.0017) (.0017) (.003)</p> $\hat{g} = .0155(.0053)$ $-(.014+.014B)\xi_t^{S,IV/82} + N_t$ <p style="text-align: center;">(.003)(.003)</p> $\hat{g} = -.028(.005)$ $(1+.32B+.31B^2)\nabla^2 N_t = APC.2_t$ <p style="text-align: center;">(.08) (.08)</p> $\hat{f}a = .56(.07), \hat{p}er = 3.4(.1), \hat{\sigma}_{APC.2} = .34\%$

**Tabla 3.2 (cont.)** : Modelos univariantes de las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99

<b>Modelo PC.3</b>
$\ln PC_t = \underset{(.003)}{.011(1+B+\dots+B^6)} \xi_t^{S,II/73} + \underset{(.0028)}{(.0089+.0072B)} \xi_t^{S,II/79} + \underset{(.003)}{.012} \xi_t^{S,I/80} + \underset{(.0017)}{.0088} \xi_t^{I,II/80}$ $\hat{g} = .0161(.0046)$ $+ \underset{(.0016)}{.0067} \xi_t^{I,III/81} - \underset{(.003)}{.010} \xi_t^{S,I/82} - \underset{(.003)(.003)}{(.013+.014B)} \xi_t^{S,IV/82} + N_t$ $\hat{g} = -.027(.005)$ $(1+.41B+.34B^2) \nabla^2 N_t = APC.3_t$ $(.07) \quad (.07)$ $\hat{f}\hat{a} = .58(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.3(.1), \hat{\sigma}_{APC.3} = .32\%$
<b>Modelo PC.4</b>
$\ln PC_t = \underset{(.00032)}{-.00098} \sin\left(\frac{\pi t}{2}\right) + N_t$ $(1+.33B+.38B^2) \nabla^2 N_t = APC.4_t$ $(.07) \quad (.07)$ $\hat{f}\hat{a} = .62(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.4(.1), \hat{\sigma}_{APC.4} = .40\%$
<b>Modelo P/PC.1</b>
$(1-.65B)(1+.30B+.42B^2) [\nabla \ln(P/PC)_t + .0012] = AP/PC.1_t$ $(.08) \quad (.09) \quad (.08) \quad (.0005)$ $\hat{f}\hat{a} = .65(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.5(.1), \hat{\sigma}_{AP/PC.1} = .35\%$
<b>Modelo P/PC.2</b>
$\ln(P/PC)_t = \underset{(.003)}{-.013} \xi_t^{S,I/80} - \underset{(.0019)}{.0090} \xi_t^{I,II/80} + N_t$ $(1-.61B)(1+.31B+.43B^2) [\nabla N_t + .0011] = AP/PC.2_t$ $(.09) \quad (.09) \quad (.08) \quad (.0004)$ $\hat{f}\hat{a} = .66(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.5(.1), \hat{\sigma}_{AP/PC.2} = .33\%$
<b>Modelo P/PC.3</b>
$\ln(P/PC)_t = \underset{(.003)}{-.013} \xi_t^{S,I/80} - \underset{(.0019)}{.0089} \xi_t^{I,II/80} - \underset{(.0018)}{.0039} \xi_t^{I,III/81} + N_t$ $(1-.62B)(1+.32B+.43B^2) [\nabla N_t + .0011] = AP/PC.3_t$ $(.09) \quad (.09) \quad (.08) \quad (.0004)$ $\hat{f}\hat{a} = .66(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.5(.1), \hat{\sigma}_{AP/PC.3} = .32\%$

**Tabla 3.2 (cont.) :** Modelos univariantes de las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99

<b>Modelo P/PC.4</b>
$\ln(P/PC)_t = .010\xi_t^{S,IV/77} - (.0087 + .0091B)\xi_t^{S,II/79} - .014\xi_t^{S,I/80} - .010\xi_t^{I,II/80} - .0043\xi_t^{I,III/81} + N_t$ <p style="text-align: center;"> <math>\hat{g} = -.0178(.0047)</math> </p> <p style="text-align: center;"> <math>(1 - .60B)(1 + .40B + .44B^2)[\nabla N_t + .0010] = AP/PC.4_t</math> </p> <p style="text-align: center;"> <math>\hat{f}\hat{a} = .66(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.4(.1), \hat{\sigma}_{AP/PC.4} = .30\%</math> </p>
<b>Modelo P/PC.5</b>
$\ln(P/PC)_t = -.0096\xi_t^{S,I/74} + .011\xi_t^{S,IV/77} - (.0057 + .0071B + .0086B^2 + .0073B^3 + .017B^4)\xi_t^{S,I/79}$ <p style="text-align: center;"> <math>\hat{g} = -.0456(.0063)</math> </p> <p style="text-align: center;"> <math>-.0084\xi_t^{I,II/80} - .0050\xi_t^{I,III/81} + .010\xi_t^{S,II/86} + .0015 \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) - .00022(-1)^t + N_t</math> </p> <p style="text-align: center;"> <math>(1 - .66B)(1 + .50B + .40B^2)[\nabla N_t + .0010] = AP/PC.5_t</math> </p> <p style="text-align: center;"> <math>\hat{f}\hat{a} = .63(.06), \hat{p}\hat{e}r = 3.2(.1), \hat{\sigma}_{AP/PC.5} = .24\%</math> </p>

**Tabla 3.3:** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra I/59-IV/99

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ )	$\left[ \begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>P.1</b>	.00 (.02)		9.7 (13)	IV/63	2.1	II/75	-4.1
				III/70	-2.1	I/76	-2.2
				II/72	-2.4	IV/77	2.6
				III/74	2.7	II/81	-2.6
<b>P.2</b>	.00 (.02)		6.8 (13)	IV/63	2.3	I/76	-2.4
				III/70	-2.3	IV/76	2.2
				II/72	-2.5	IV/77	2.7
				II/73	2.1	II/81	-2.8
<b>P.3</b>	.00 (.02)		9.1 (13)	III/70	-2.0	I/75	-2.1
				II/72	-2.2	II/75	-4.0
				II/73	2.2	I/76	-2.4
				II/74	2.0	IV/77	2.4
				III/74	2.9	II/81	-2.4
<b>PC.1</b>	.00 (.03)		20.2 (13)	I/67	-2.0	III/80	-3.4
				II/73	2.6	IV/81	-3.2
				I/75	-2.6	I/82	-2.0
				II/78	2.0	IV/82	-3.0
				II/79	2.3	I/86	-2.0
				I/80	2.1	I/87	2.2
<b>PC.2</b>	.00 (.03)		15.4 (13)	I/67	-2.4	II/78	2.6
				I/71	-2.0	I/86	-2.3
				II/73	3.1	I/87	2.3
				I/75	-3.2	III/90	2.0
<b>PC.3</b>	.00 (.02)		13.2 (13)	I/67	-2.6	I/86	-2.5
				I/71	-2.2	II/86	-2.0
				I/76	-2.0	I/87	2.6
				II/78	3.0	III/90	2.1
<b>PC.4</b>	.00 (.03)		20.5 (13)	II/73	2.4	IV/81	-3.0
				I/75	-2.6	I/82	-2.0
				II/79	2.2	IV/82	-2.8
				I/80	2.3	I/87	2.3
				III/80	-3.8		
<b>P/PC.1</b>	.00 (.03)		19.8(12)	I/71	2.4	I/80	-3.5
				I/74	-2.2	III/80	2.2
				IV/77	2.8	IV/82	2.4
				II/79	-2.0	II/86	2.1
				III/79	-2.3	III/90	-2.3

**Tabla 3.3 (cont.):** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las series trimestrales *P*, *PC* y *P/PC* en la muestra I/59-IV/99

MODELO	$\bar{a}$ $(\hat{\sigma}_{\bar{a}})$ $\left[ \begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>P/PC.2</b>	.00 (.03)	29.8(12)	I/71	2.5	II/79	-2.3
			I/74	-2.5	III/79	-2.7
			I/75	2.1	III/81	-2.0
			IV/76	2.0	IV/82	2.5
			IV/77	3.0	II/86	2.3
			III/78	-2.1	III/90	-2.5
<b>P/PC.3</b>	.00 (.03)	27.1(12)	I/71	2.6	II/79	-2.3
			I/74	-2.5	III/79	-2.7
			I/75	2.1	I/82	2.1
			IV/76	2.0	IV/82	2.6
			IV/77	3.0	II/86	2.3
			III/78	-2.1	III/90	-2.5
<b>P/PC.4</b>	.00 (.02)	20.2(12)	I/60	2.1	I/82	2.3
			I/71	2.8	IV/82	2.6
			I/72	2.1	I/83	2.2
			I/74	-2.7	II/86	2.6
			I/75	2.3	III/90	-2.6
			IV/76	2.2		
<b>P/PC.5</b>	.00 (.02)	11.7(12)	IV/60	-2.3	I/83	2.2
			I/71	2.6	I/90	-2.3
			IV/76	2.5	II/90	2.0
			I/82	2.2	III/90	-2.5
			IV/82	3.0		





**Tabla 3.4 (cont.):** Modelos univariantes de las series trimestrales *P*, *PC* y *P/PC* en diferentes submuestras

MODELO	Método de estimación	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] (%)	Términos de Intervención			Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2)/ r.i.					MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] (%)	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] (%)	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] (%)	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] (%)		$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] (%)	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] (%)	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )			$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )
<b>P/PC3.1</b>	MVENC	1	-0.13 (.03)									.16 (.13)	-.18 (.13)	.42 (.15)	4.5 (.6)		.28	
<b>P/PC3.2</b>	MVENC	1	-.17 (.02)	IV/82	S	.94 (.20)	-.79 (.20)											.20
						$\hat{g} = 1.73(.027)$												
				II/86	S	1.2 (.2)												
<b>P/PC3.3<sup>2</sup></b>	MVENC	1	-.15 (.02)	IV/82	S	.92 (.14)	-.75 (.14)											.16
						$\hat{g} = 1.67(.022)$												
				II/86	S	1.0 (.2)												
<b>P5.1</b>	MVENC	2																.17
<b>P5.2</b>	MVENC	2																.15

$$(-.0061 + .0044B - .0051B^2 - .0057B^3)\xi_t^{SI/90}$$

2. Este modelo contiene además: (.0016)(.0014) (.0014) (.0017) .  
 $\hat{g} = -.0125(.0030)$

**Tabla 3.5:** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las series trimestrales *P*, *PC* y *P/PC* en diferentes submuestras

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) $\begin{bmatrix} \% \\ (\%) \end{bmatrix}$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>P1.1</b>	.04 (.04)	13.7(13)	II/72 III/74	-2.2 2.2	II/75 IV/77	-3.6 2.1
<b>P1.2</b>	.04 (.04)	16.9(14)	II/72 III/74	-2.1 2.4	II/75 I/76	-3.6 -2.2
<b>P2.1</b>	-.08 (.08)	5.8(3)	II/81	-2.1		
<b>P3.1</b>	-.03 (.02)	11.5(13)	I/83	-2.3		
<b>P4.1</b>	.02 (.03)	11.1(13)	II/72 III/74 II/75	-2.2 2.2 -3.5	IV/77 II/81	2.2 -2.3
<b>PC1.1</b>	.05 (.04)	17.3(13)	I/67 II/73 I/75	-2.2 2.6 -3.0	II/78 II/79	2.0 2.4
<b>PC2.1</b>	-.25 (.19)	5.4(3)				
<b>PC3.1</b>	-.02 (.04)	27.2(13)	IV/82 I/83 I/86	-3.1 -2.0 -2.3	I/87 III/90	2.8 2.3
<b>PC3.2</b>	-.03 (.04)	15.0(12)	IV/82 I/86 II/86	-2.8 -2.1 -2.2	I/87 III/90	2.1 2.3
<b>PC3.3</b>	-.02 (.04)	33.6(13)	IV/82 I/86	-2.6 -2.5	I/87 III/90	3.0 2.4
<b>PC4.1</b>	.03 (.04)	22.7(13)	I/67 II/73 I/75 II/78	-2.2 2.6 -2.9 2.0	II/79 III/80 IV/81	2.4 -2.2 -2.0
<b>PC5.1</b>	.02 (.08)	30.6(13)	IV/82 I/86	-2.0 -2.0	I/87	2.3
<b>PC6.1</b>	-.04 (.04)	8.0(13)	II/91 II/99	-2.1 2.7		
<b>P/PC1.1</b>	-.04 (.03)	9.8(12)	IV/60 I/71 I/74	-2.2 2.2 -3.1	IV/77 II/79	2.9 -2.0
<b>P/PC1.2</b>	-.02 (.03)	13.0(12)	IV/60 I/71	-2.6 2.6	II/71 IV/76	2.1 2.3

**Tabla 3.5 (cont.):** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las series trimestrales  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en diferentes submuestras

MODELO	$\bar{a}$ $(\hat{\sigma}_{\bar{a}})$ $\left[ \begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	$Q(k)$	Residuos Extremos			
<b>P/PC2.1</b>	-04 (.13)	4.8(2)	IV/81	2.3		
<b>P/PC3.1</b>	.00 (.03)	13.6(13)	IV/82 I/83 II/86	3.1 2.3 3.4	I/90 III/90	-2.0 -2.7
<b>P/PC3.2</b>	.00 (.02)	7.7(13)	I/85 I/90	2.0 -2.7	III/90 IV/90	-3.2 -2.6
<b>P/PC3.3</b>	.00 (.02)	7.9(13)	I/85 II/89	2.2 -2.1	II/91 II/97	2.6 2.0
<b>P5.1</b>	-01 (.02)	18.1(13)				
<b>P5.2</b>	-01 (.02)	15.7(13)	I/86 II/88	-2.7 2.3	III/88	2.1

---

## APÉNDICE G.3: Instrumentos de Identificación y Diagnósis

---

Este apéndice contiene los gráficos y estadísticos empleados en la especificación inicial de los modelos univariantes presentados en el Capítulo 3, así como sus instrumentos de diagnóstico. La Sección 1 incluye estos materiales para las series anuales (59-99) de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$ . En la Sección 2 se presentan los materiales de las series trimestrales de estas tres variables en la muestra I/59-IV/99 y en diferentes submuestras, así como otros gráficos de series trimestrales a los que se hace referencia en el texto.

Los instrumentos de identificación, que se presentan para cada serie  $Y$ , son:

(1) gráficos tipificados de media-desviación típica de  $Y$  y  $\ln Y$ , (2) gráficos de datos tipificados de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y  $\nabla^2 \ln Y$ , (3) gráficos de  $acf$  y  $pacf$  de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y de  $\nabla^2 \ln Y$ . Las líneas horizontales discontinuas de los gráficos de  $acf$  y  $pacf$  están dibujadas a una altura de  $\pm 2/\sqrt{N}$ , donde  $N$  es el número de observaciones de la serie. En el caso de las series trimestrales, estos gráficos presentan líneas verticales discontinuas señalando los retardos anuales.

En los gráficos temporales de las series anuales el eje horizontal aparece dividido por líneas verticales cada cinco años, mientras que en el caso de las series trimestrales, las líneas verticales señalan los primeros trimestres de los años indicados.

Al pie de los gráficos de datos aparece la media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) entre paréntesis, y la desviación típica muestral,  $\hat{\sigma}_w$ , donde  $w$  representa, en cada caso, la serie que se indica en la cabecera del gráfico. Debajo de la  $acf$  de cada serie se presenta el estadístico  $Q$  de Ljung y Box (1978) con el número de grados de libertad entre paréntesis.

Para todos los modelos se presentan los siguientes instrumentos de diagnóstico:

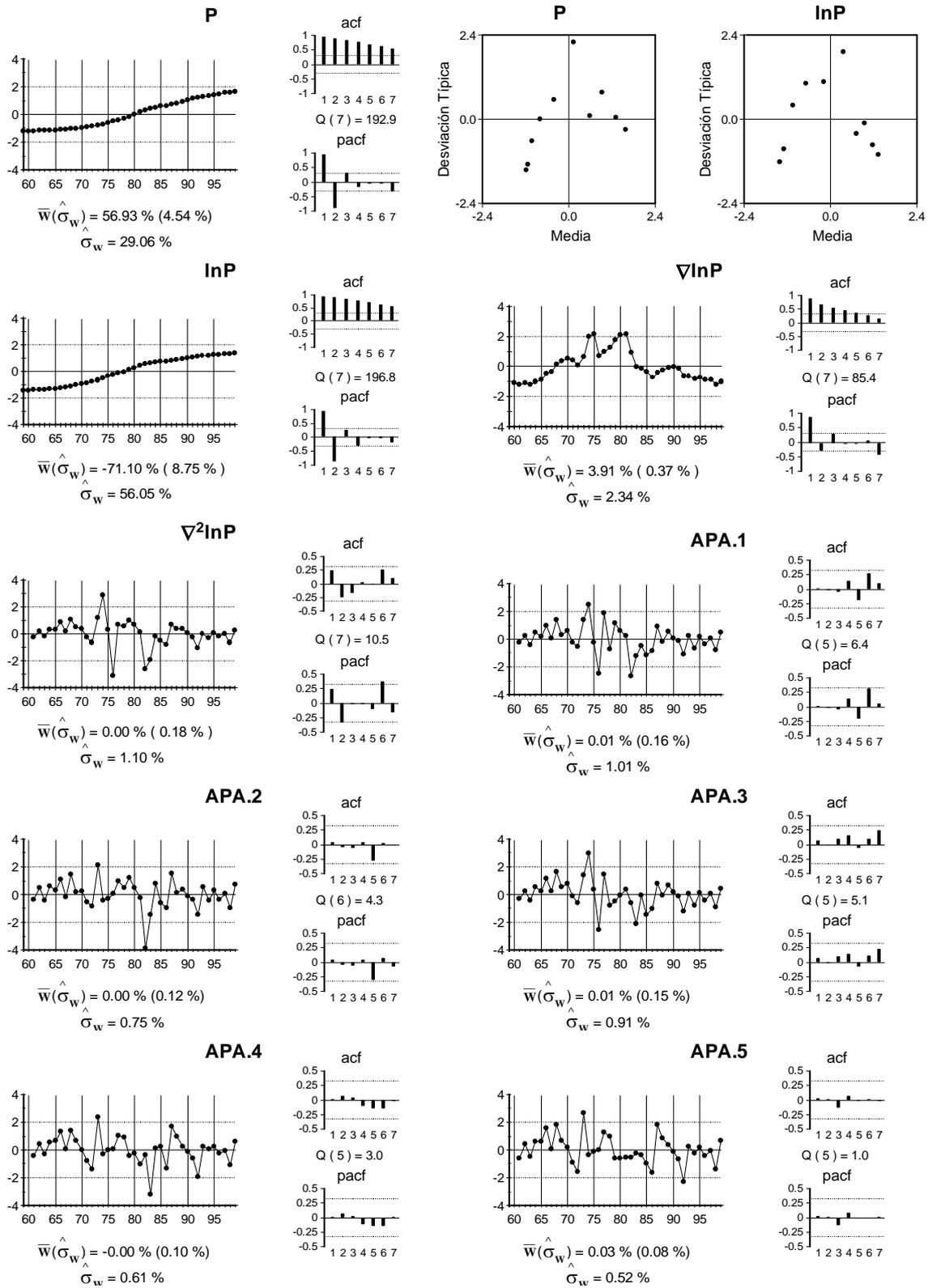
(1) gráfico temporal de residuos tipificado, (2) gráficos de  $acf/pacf$  residuales, (3) media

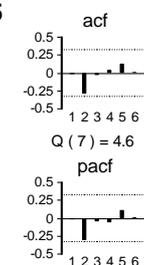
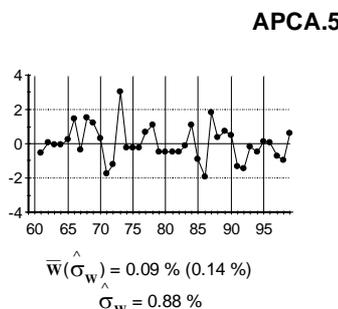
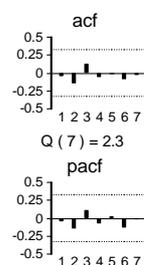
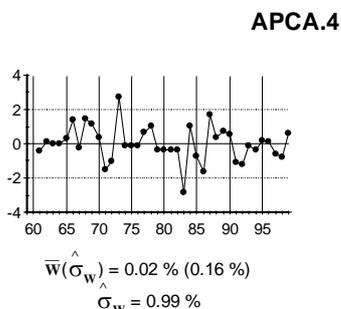
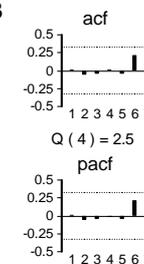
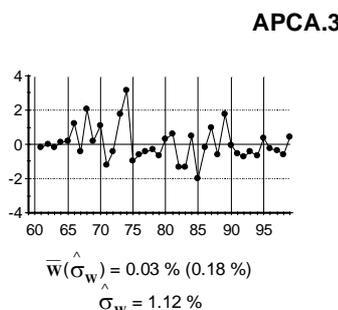
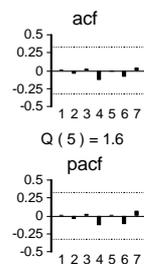
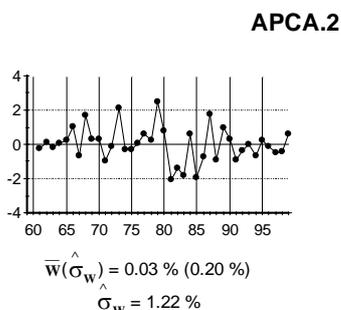
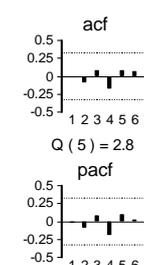
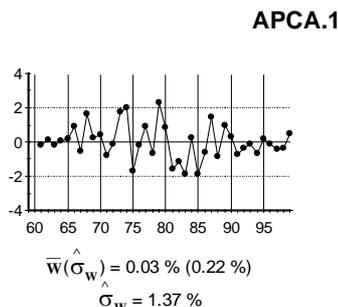
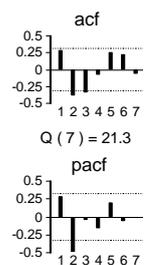
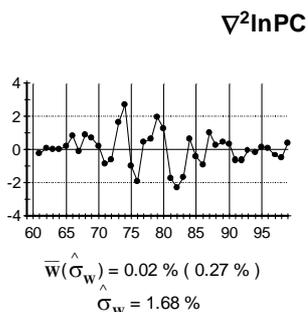
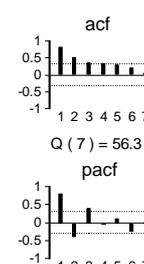
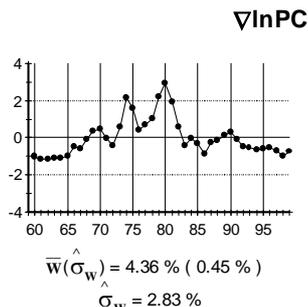
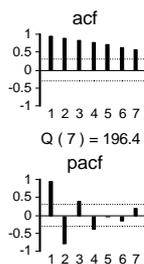
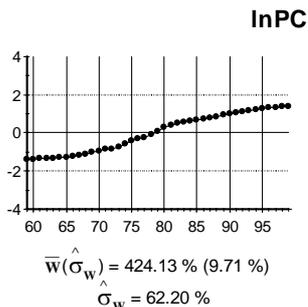
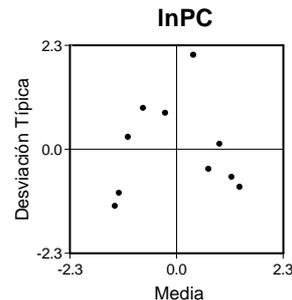
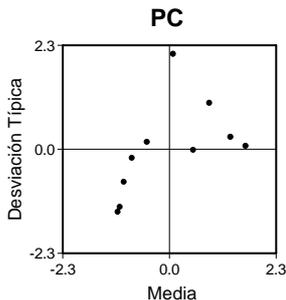
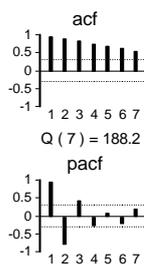
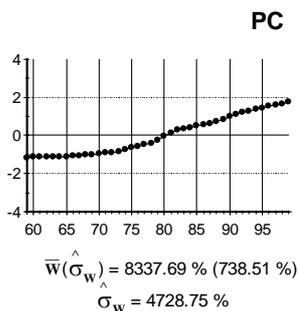
muestral de los residuos con su desviación típica estimada entre paréntesis y desviación típica residual, al pie del gráfico temporal de residuos y (4) estadístico Q de Ljung y Box (1978) debajo del gráfico de *acf* residual con el número de grados de libertad entre paréntesis.

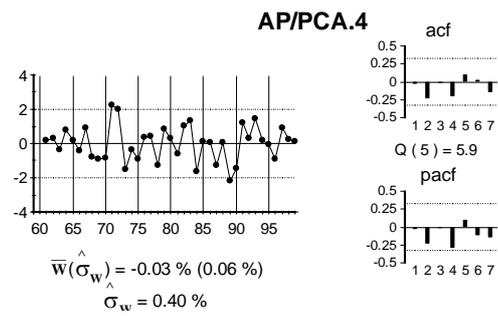
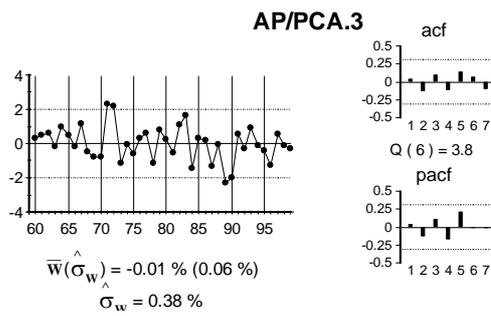
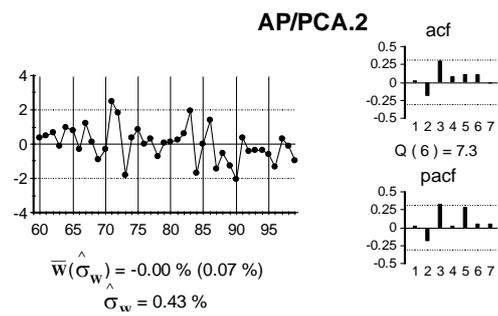
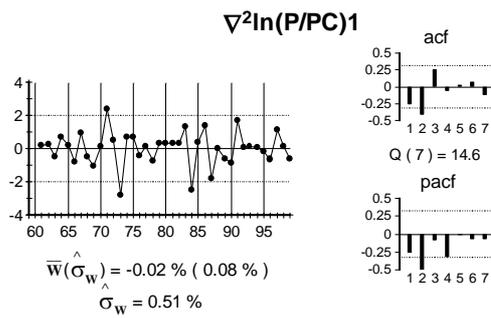
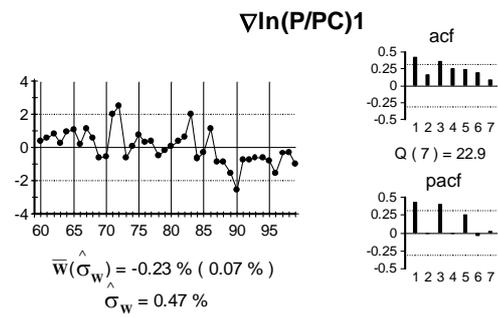
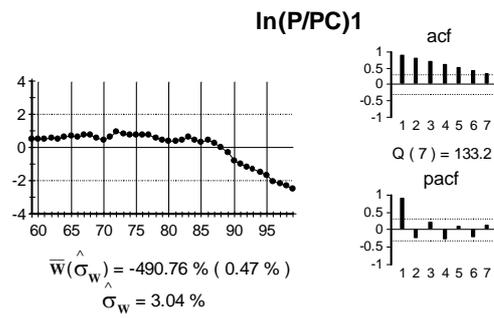
Las series residuales se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo.

### **Sección 1**

En esta sección se presentan los instrumentos de identificación y diagnóstico de los modelos univariantes de las series anuales (59-99) de *P*, *PC* y *P/PC* que se presentan en el Capítulo 3.



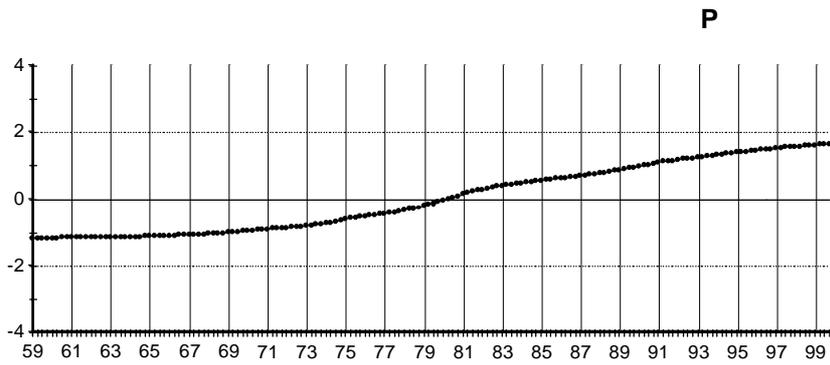




**Sección 2**

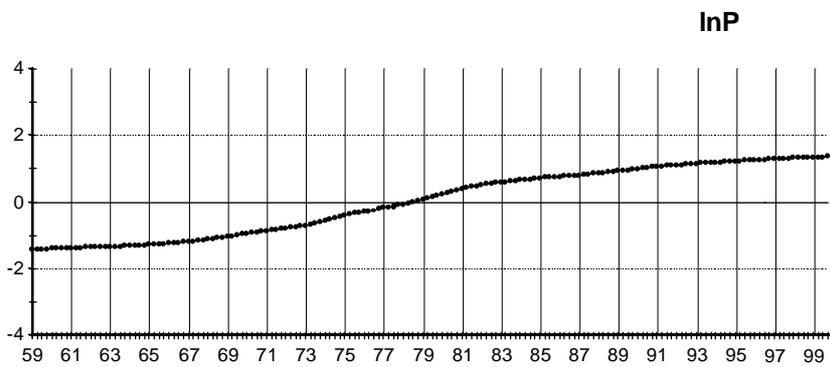
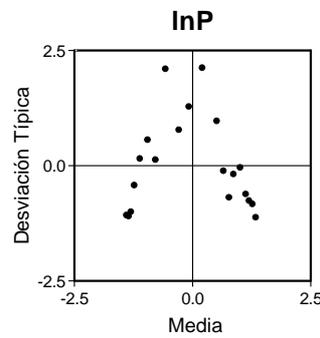
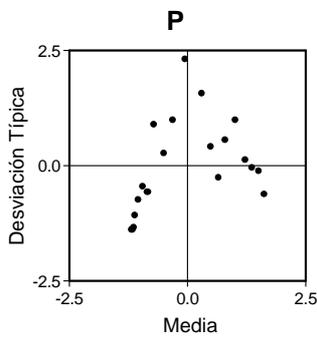
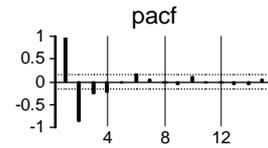
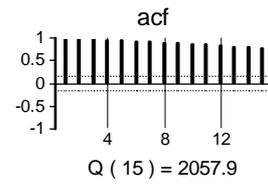
En esta sección se presentan los instrumentos de identificación y diagnóstico de los modelos elaborados para las series trimestrales.

No se incluyen los instrumentos de identificación de *P1, P2, P3, P4, PC1, PC2, PC3, PC4, PC5, PC6, P/PC1, P/PC2* y *P/PC3*, puesto que las formas de sus modelos se heredan de los modelos de *P, PC* y *P/PC* en la muestra 59-99.



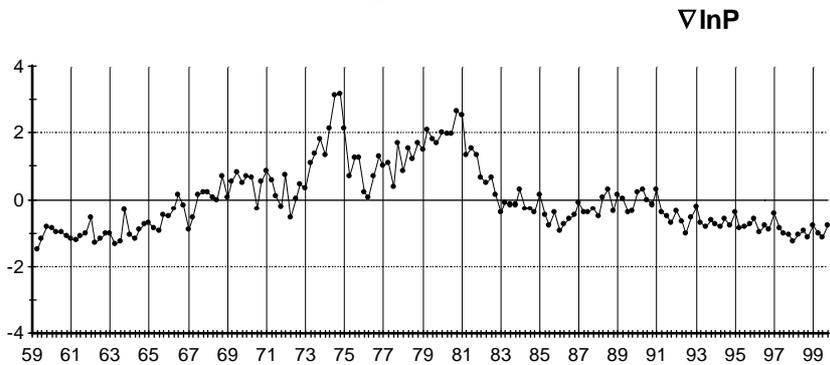
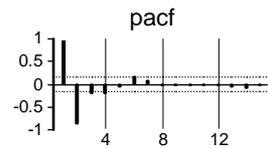
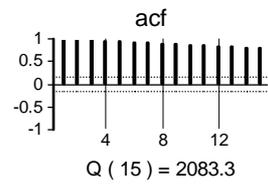
$$\hat{w}(\hat{\sigma}_w) = 56.93\% (2.27\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 29.07\%$$



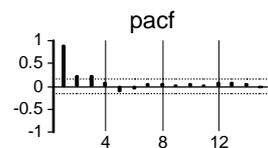
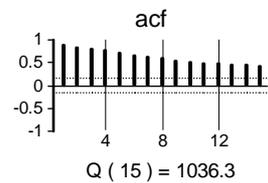
$$\hat{w}(\hat{\sigma}_w) = -71.12\% (4.38\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 56.07\%$$

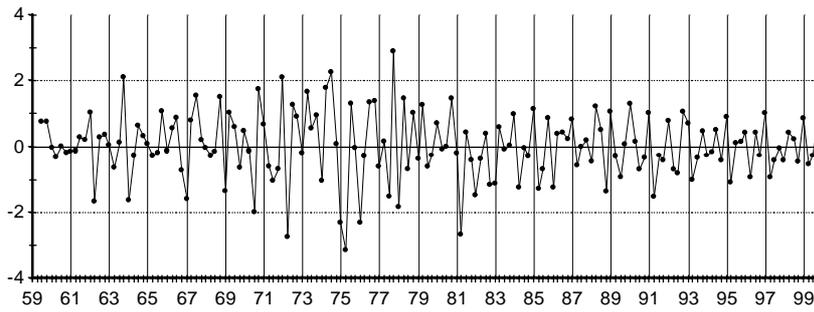


$$\hat{w}(\hat{\sigma}_w) = 0.96\% (0.05\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.63\%$$

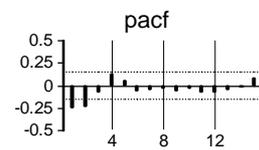
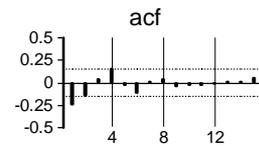


$\nabla^2 \ln P$

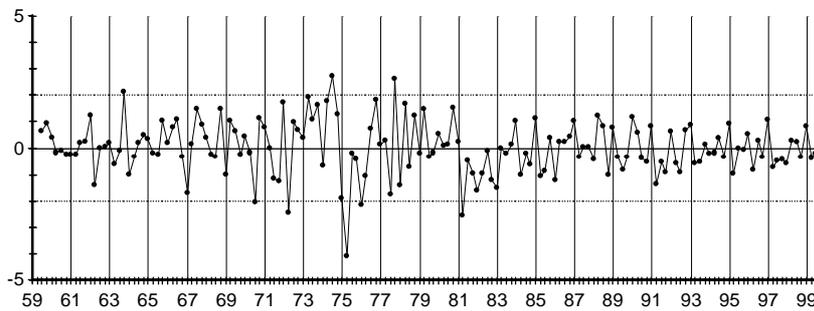


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.02\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.28\%$$

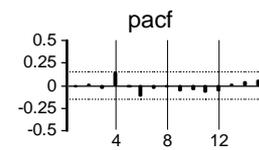
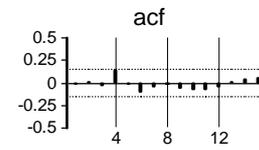


AP.1

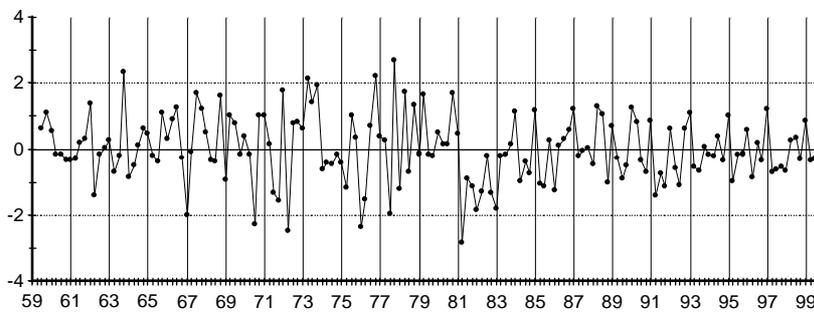


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.02\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.27\%$$

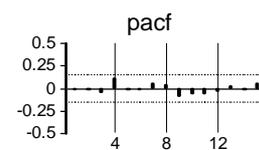
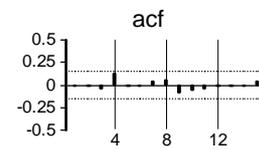


AP.2

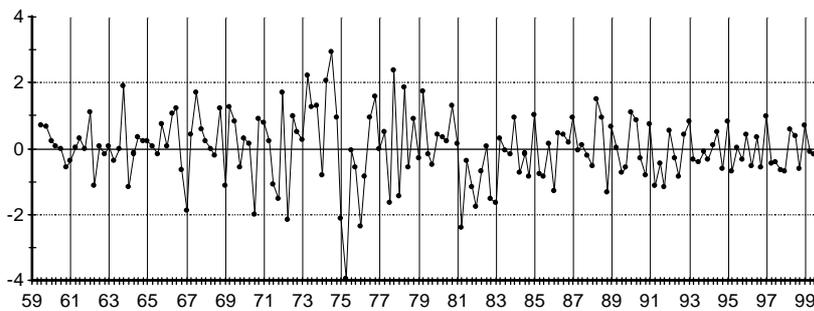


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.02\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.24\%$$

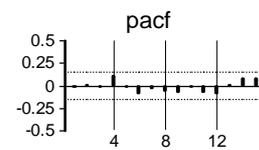
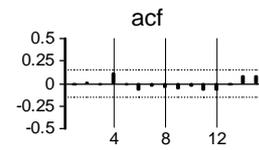


AP.3

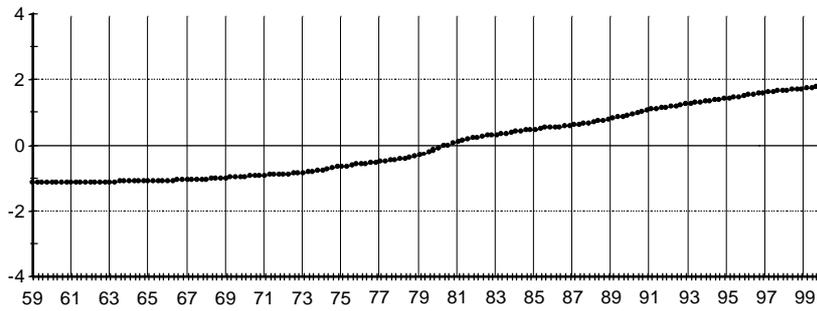


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.02\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.26\%$$

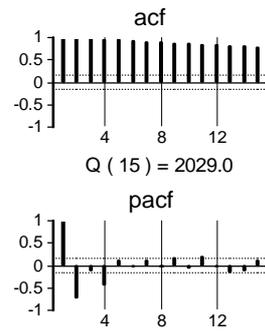


**PC**

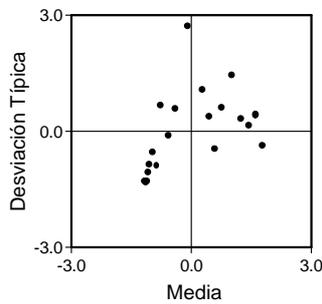


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = 8338.50 \% (369.37 \%)$$

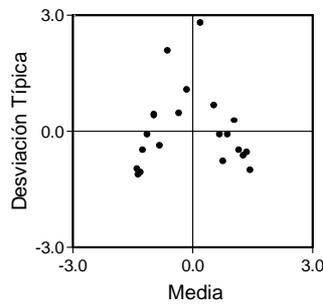
$$\hat{\sigma}_w = 4730.27 \%$$



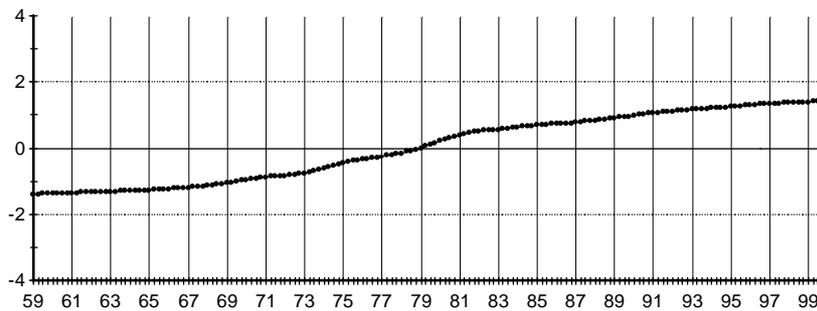
**PC**



**InPC**

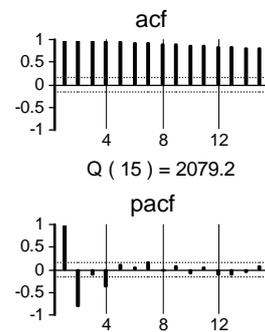


**InPC**

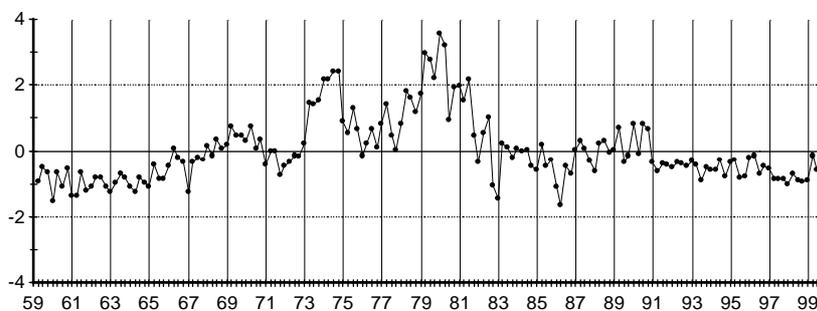


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = 424.13 \% (4.86 \%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 62.22 \%$$

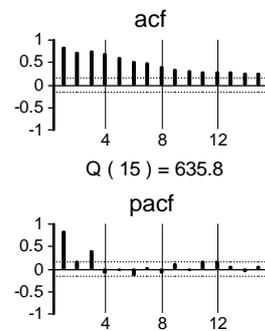


**∇InPC**

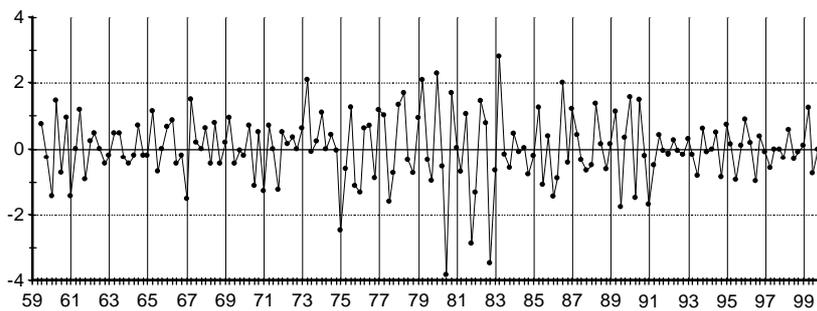


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = 1.08 \% (0.06 \%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.79 \%$$

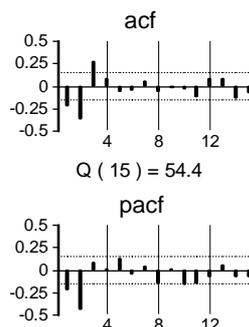


$\nabla^2 \ln PC$

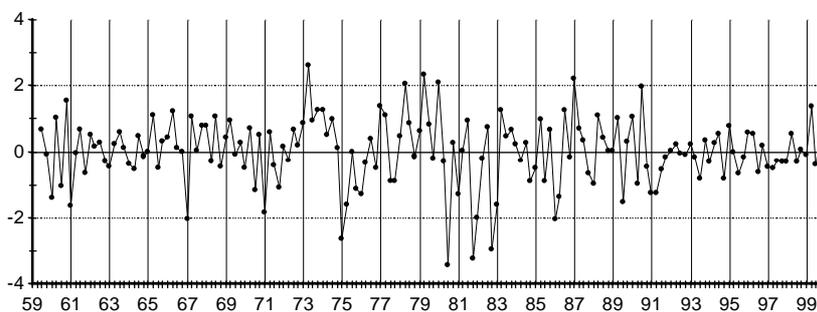


$$\overline{\hat{\sigma}_w} = 0.00\% (0.04\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.47\%$$

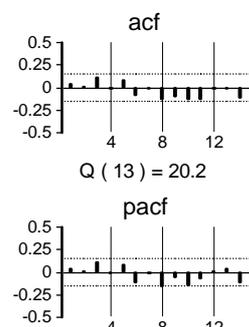


APC.1

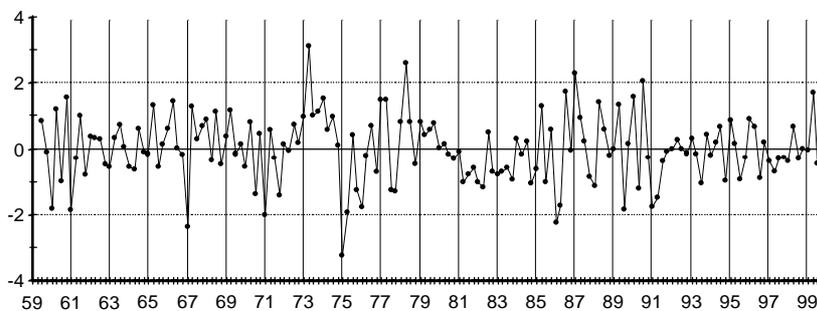


$$\overline{\hat{\sigma}_w} = 0.00\% (0.03\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.41\%$$

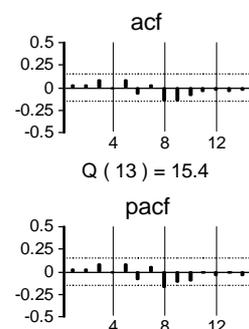


APC.2

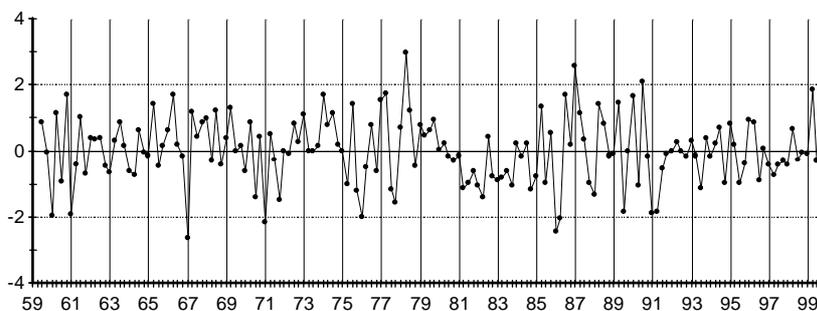


$$\overline{\hat{\sigma}_w} = 0.00\% (0.03\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.34\%$$

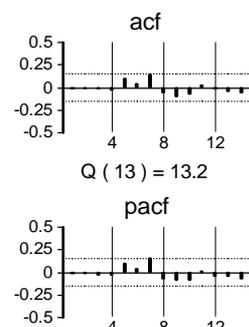


APC.3

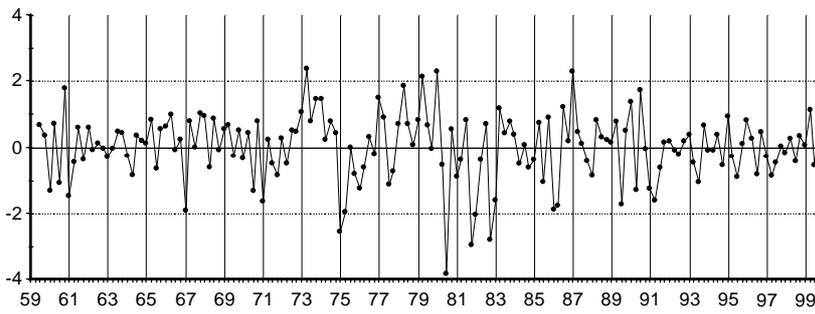


$$\overline{\hat{\sigma}_w} = 0.00\% (0.02\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.32\%$$

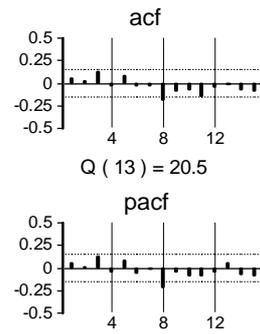


**APC.4**

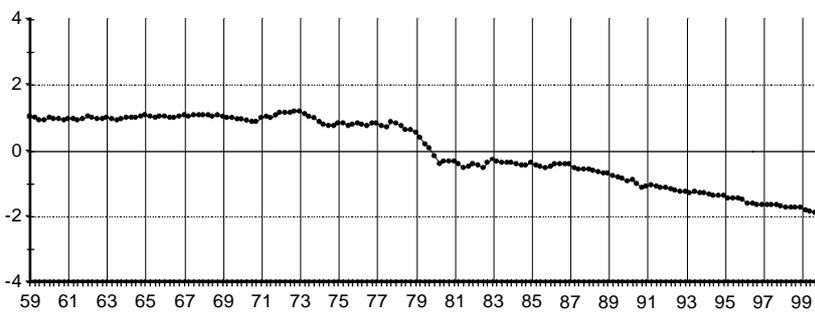


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = 0.00\% (0.03\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.40\%$$

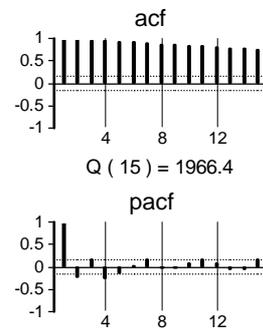


**ln(P/PC)**

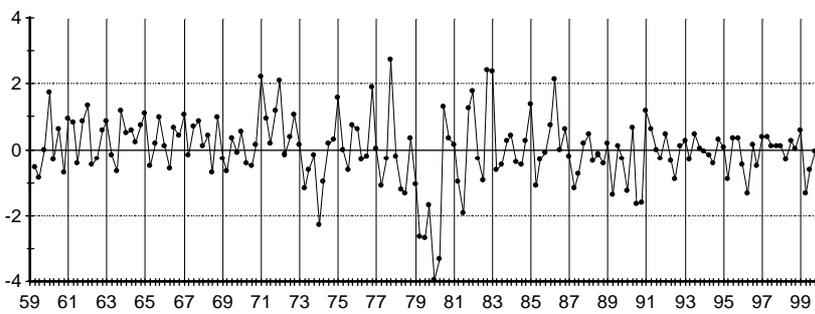


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = -495.25\% (0.50\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 6.46\%$$

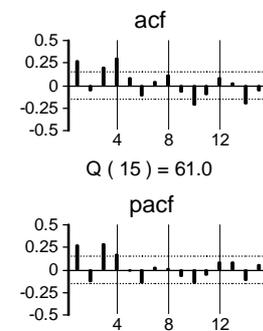


**∇ln(P/PC)**

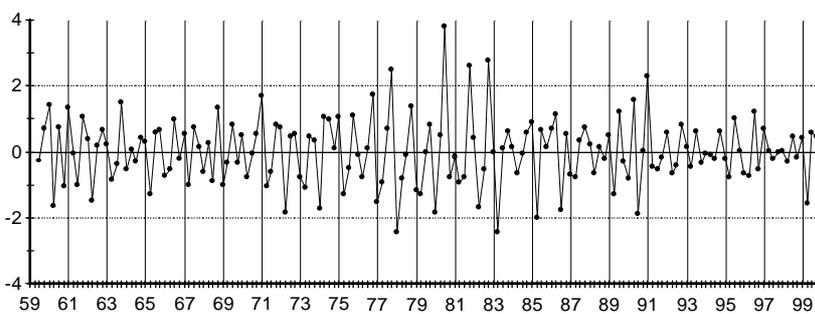


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = -0.12\% (0.03\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.39\%$$

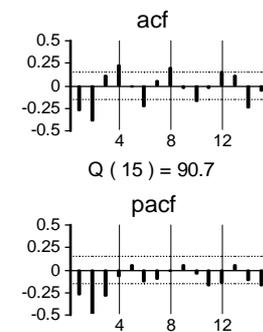


**∇²ln(P/PC)**

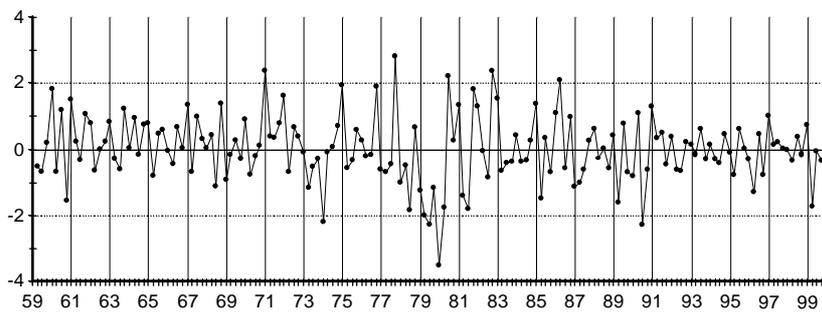


$$\overline{w}(\hat{\sigma}_w) = 0.00\% (0.04\%)$$

$$\hat{\sigma}_w = 0.47\%$$

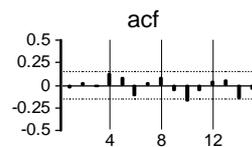


**AP/PC.1**

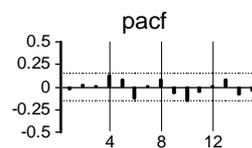


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.03\%)$$

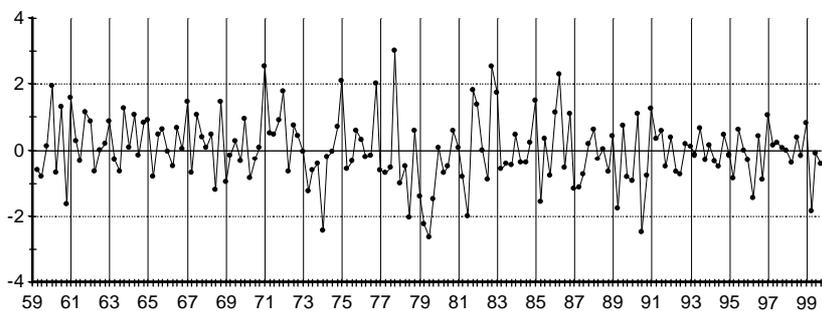
$$\hat{\sigma}_w = 0.35\%$$



$$Q(12) = 19.8$$

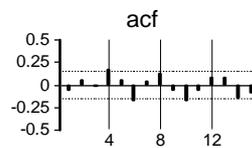


**AP/PC.2**

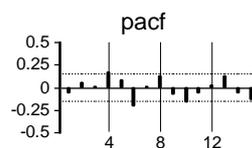


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.03\%)$$

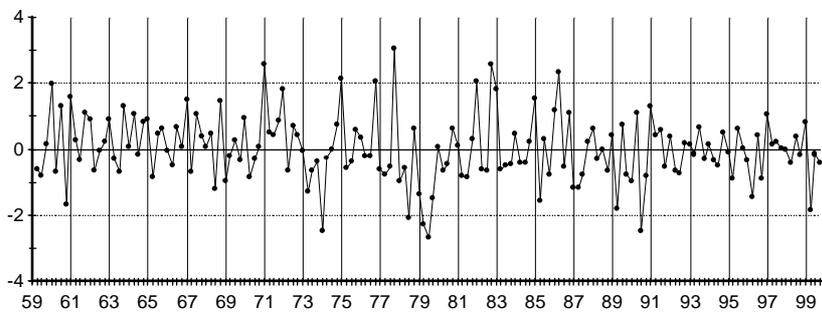
$$\hat{\sigma}_w = 0.33\%$$



$$Q(12) = 29.8$$

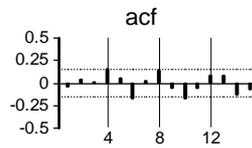


**AP/PC.3**

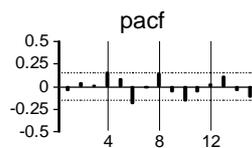


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.03\%)$$

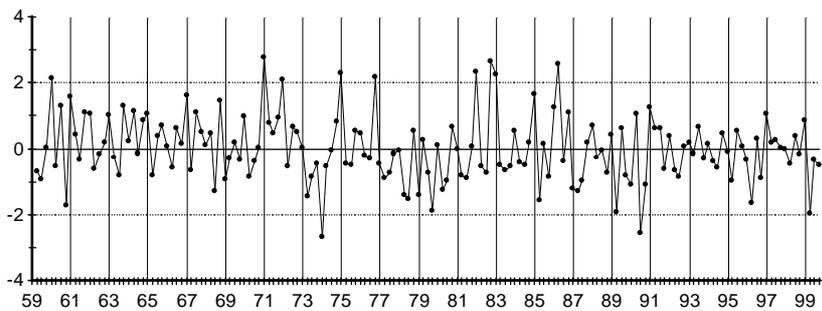
$$\hat{\sigma}_w = 0.32\%$$



$$Q(12) = 27.1$$

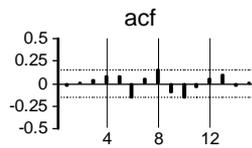


**AP/PC.4**

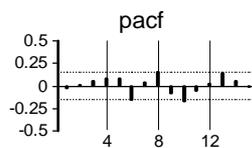


$$\overline{\hat{w}(\hat{\sigma}_w)} = 0.00\% (0.02\%)$$

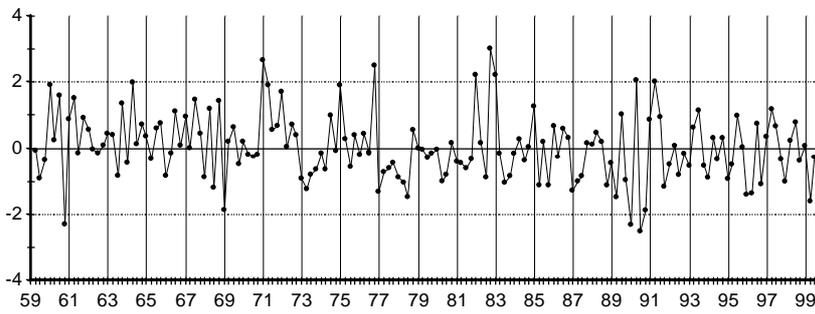
$$\hat{\sigma}_w = 0.30\%$$



$$Q(12) = 20.2$$

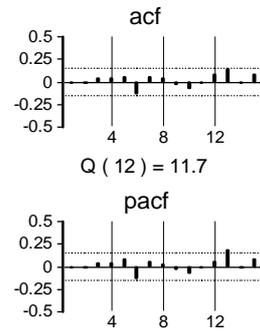


**AP/PC.5**

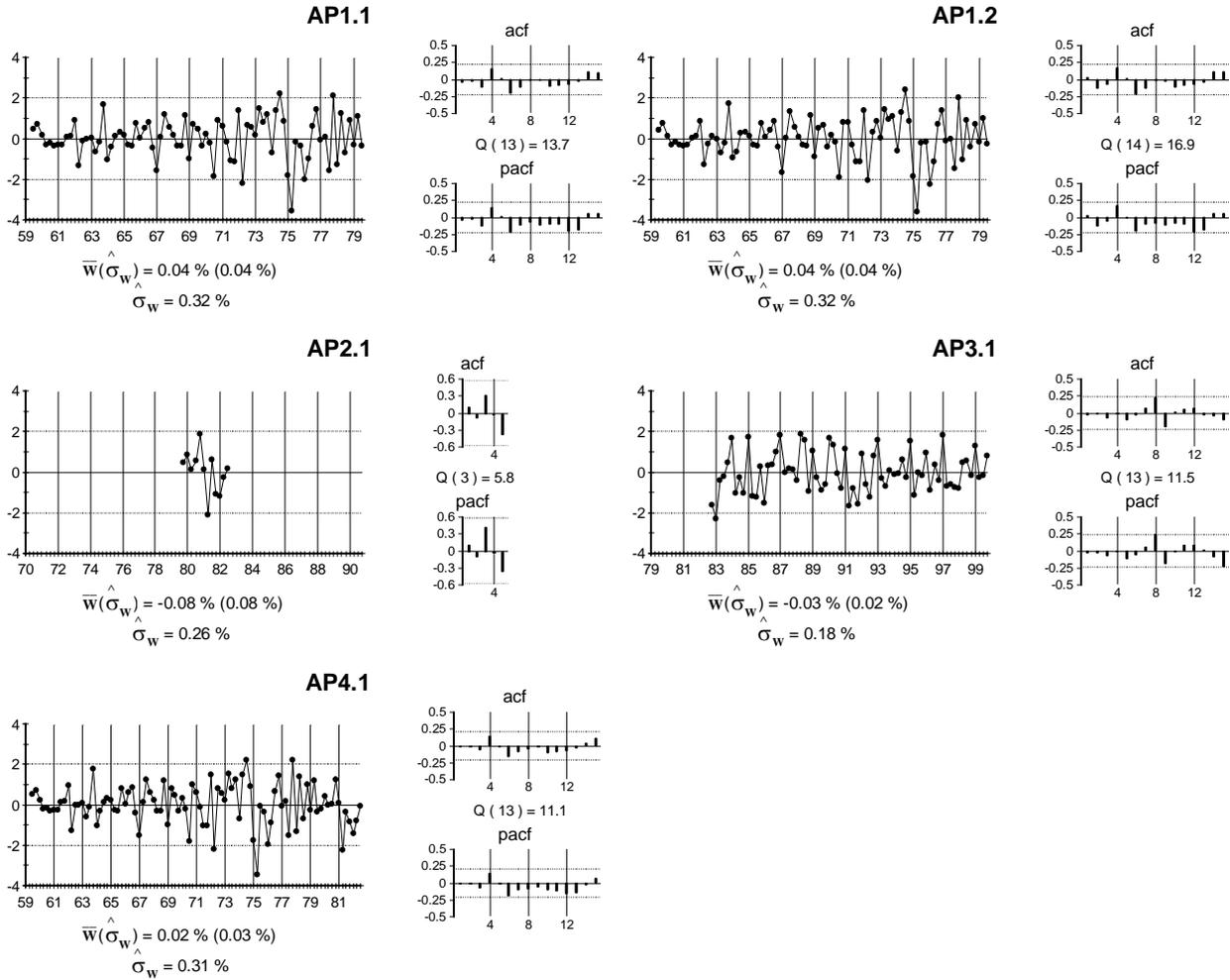


$$\bar{w}(\hat{\sigma}_w) = 0.00\% (0.02\%)$$

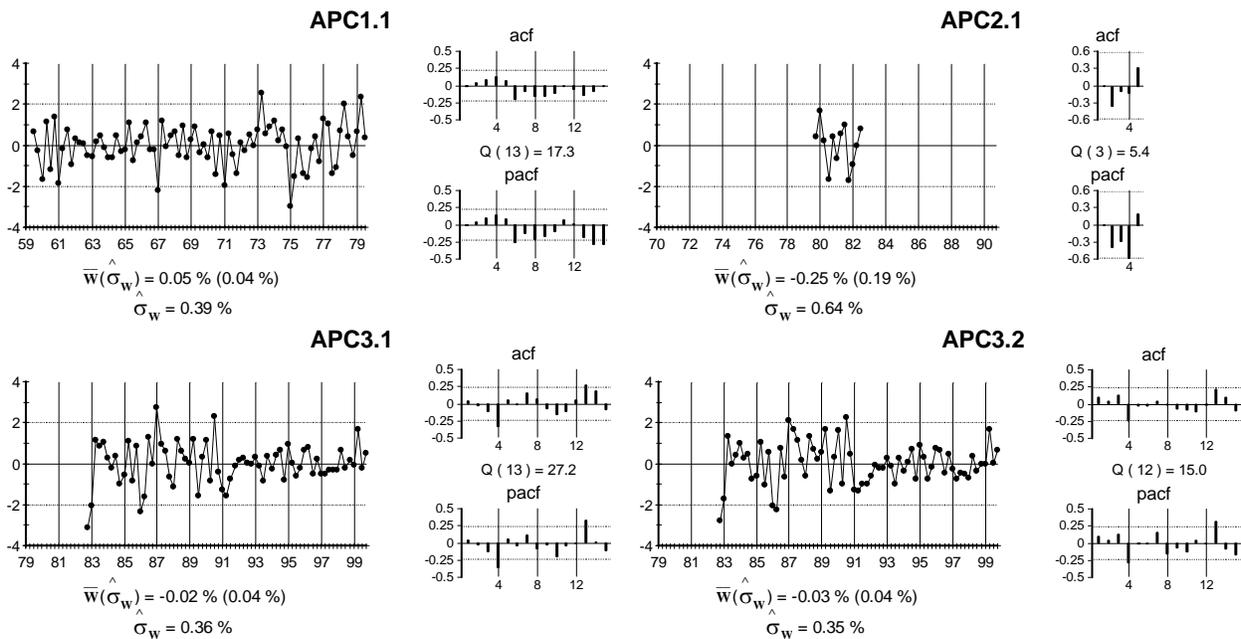
$$\hat{\sigma}_w = 0.24\%$$

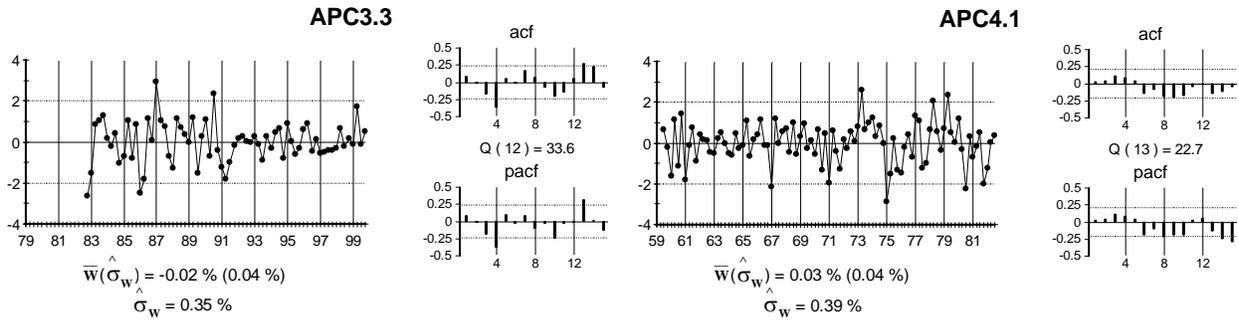


Instrumentos de diagnóstico de los modelos univariantes de  $P1, P2, P3$  y  $P4$

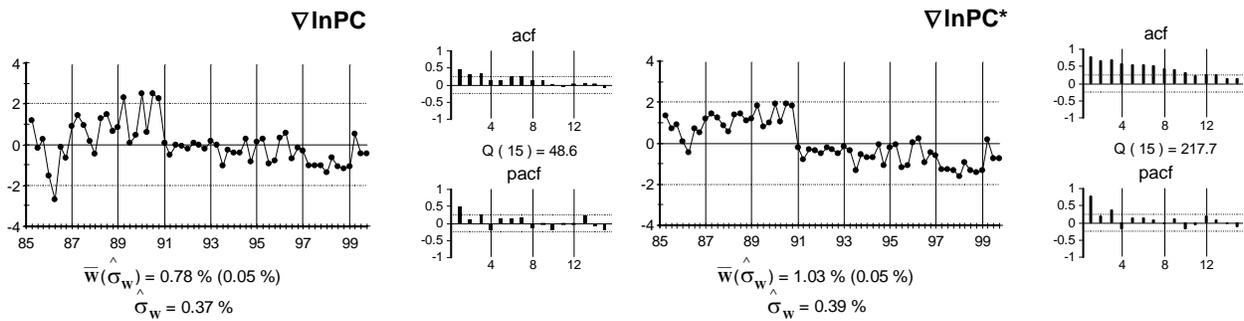


Instrumentos de diagnóstico de los modelos univariantes de  $PC1, PC2, PC3$  y  $PC4$

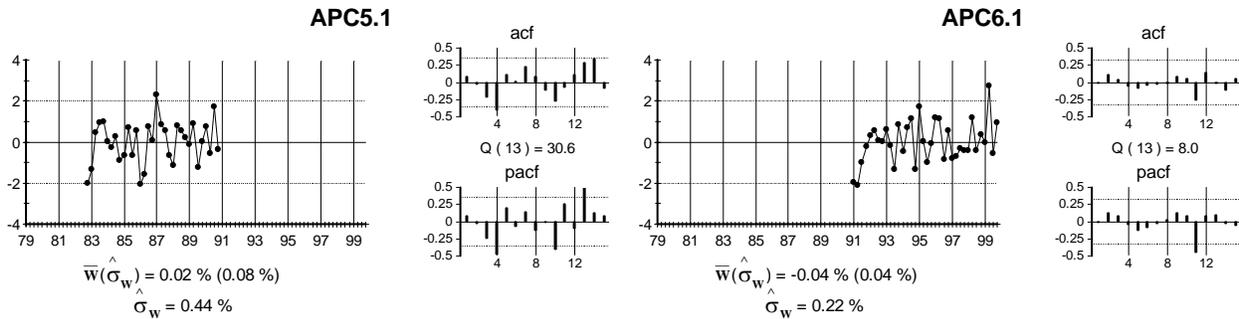




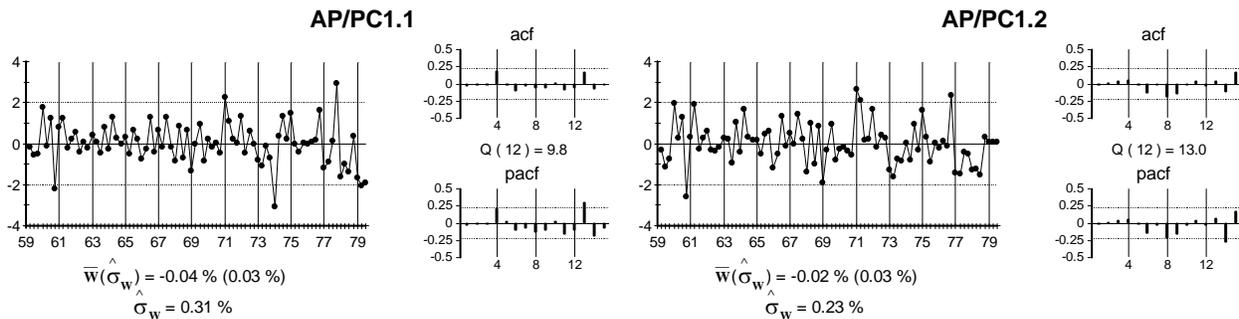
Gráficos temporales tipificados de  $\nabla \ln PC$  y  $\nabla \ln PC^*$  (homogénea en varianza)

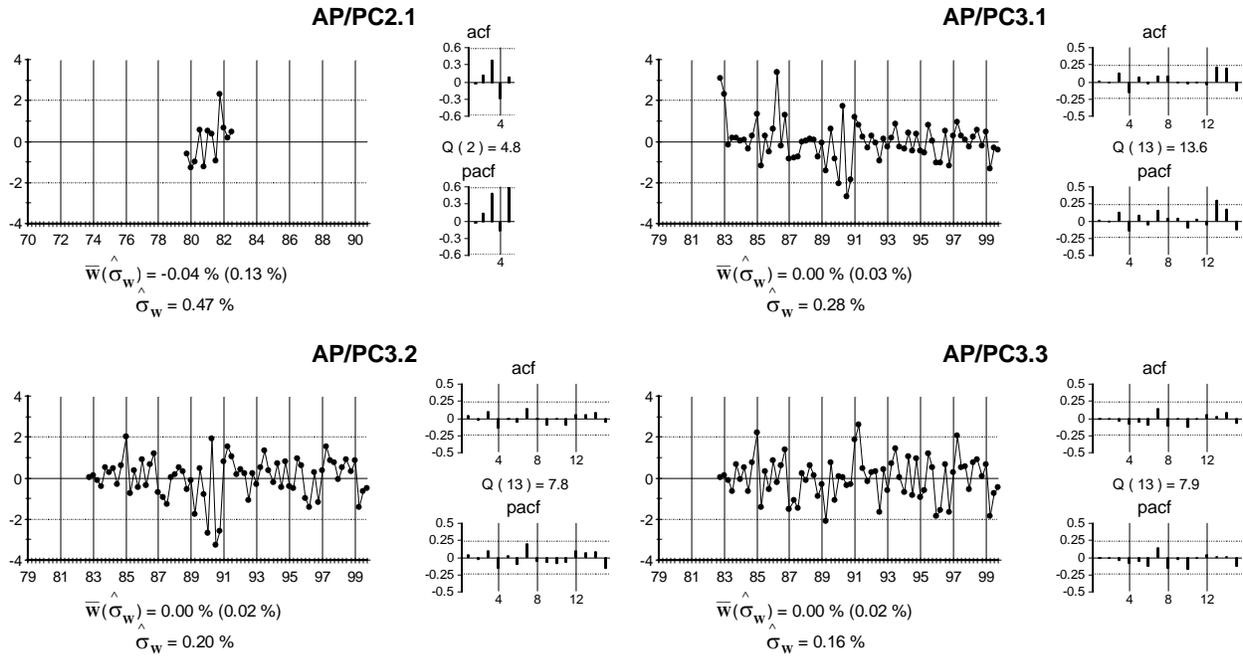


Instrumentos de diagnóstico de los modelos univariantes de  $PC5$ ,  $PC6$

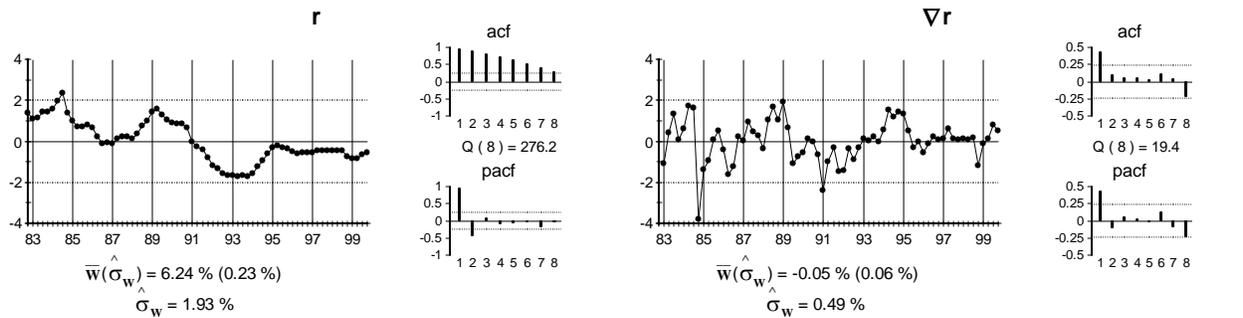


Instrumentos de diagnóstico de los modelos univariantes de  $P/PC1$ ,  $P/PC2$  y  $P/PC3$

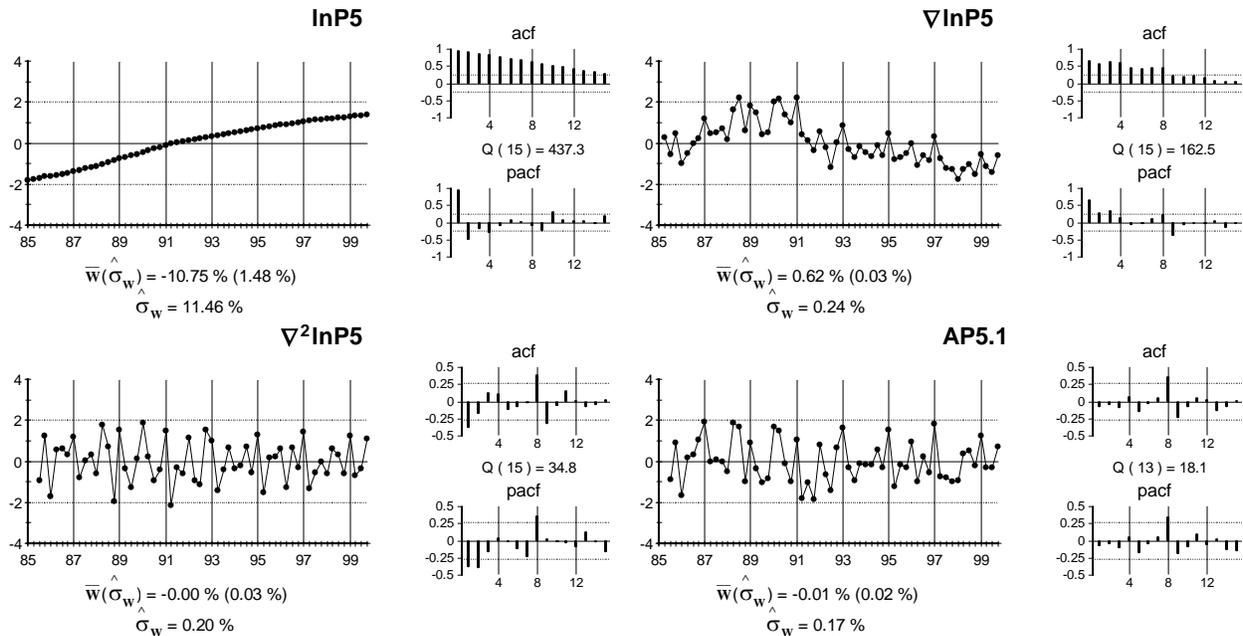




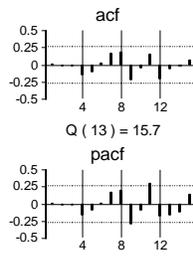
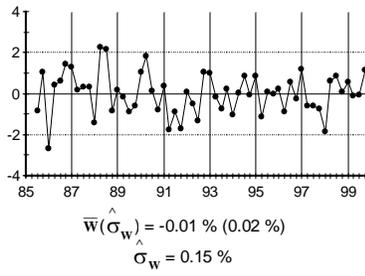
Federal Funds Rate ( $r$ ) en la submuestra post-NOP



Instrumentos de identificación y diagnóstico de  $\ln P5$



AP5.2





---

## CAPÍTULO 4: Análisis Univariantes de Series Anuales de Otras Variables Macroeconómicas

---

La variable central en esta investigación es la tasa de inflación de EE.UU., medida como  $p$ . Por este motivo, se llevan a cabo análisis univariantes de series anuales en la muestra 59-99 de otras variables macroeconómicas de EE.UU. que pueden estar relacionadas con su tasa de inflación.

En concreto se analizan las variables absolutas  $r$ ,  $i$ ,  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$  (Sección 4.1). También se analizan los ratios de variables nominales  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ . Estos nueve ratios, junto con  $Q$  ( $\equiv Y/P$ ), son todos los ratios que pueden construirse a partir de las variables nominales ( $P$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ ). Las cinco variables nominales y los diez ratios constituyen (en logaritmo) un sistema lineal de variables que no son matemáticamente independientes. Se cumplen diez identidades lineales entre las 15 variables. Los resultados de los análisis univariantes de las cinco variables nominales y de los diez ratios son, en cuanto al orden de integración de los mismos, compatibles. En este capítulo se presentan los análisis univariantes de las variables absolutas nominales  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ . En lo que se refiere a los ratios, en cierto sentido, es suficiente presentar los análisis univariantes de un subconjunto de ellos (cuatro como mínimo) que cumpla que, a partir de los resultados obtenidos para este subconjunto en cuanto al orden de integración, se puedan derivar los órdenes de integración de los ratios restantes.

Se presenta el análisis univariante de  $Q$  ( $\equiv Y/P$ ), porque es el indicador más importante del nivel de actividad económica real y porque existe una literatura muy extensa que debate el orden de integración de esta variable.

Se presentan los análisis univariantes de los ratios  $M2/P$  y  $M2/B$ , porque son

variables que tienen interés por su significado económico. El ratio  $M2/P$  es el saldo real monetario del dinero  $M2$  en unidades de PIB real y el ratio  $M2/B$  es el multiplicador monetario del dinero  $M2$ .

Se presenta el análisis de  $B/S$ , que es el ratio de monetización del pasivo total del estado, porque es una variable de interés por su significado económico, aunque parece que no se analiza en la literatura.

Los cuatro ratios  $Q (\equiv Y/P)$ ,  $M2/P$ ,  $M2/B$  y  $B/S$  (en logaritmo) son linealmente independientes y a partir de los resultados obtenidos para estos cuatro ratios, en cuanto al orden de integración, se pueden derivar los órdenes de integración de los seis ratios restantes. Esto significa que, en cierto sentido, bastaría con presentar los análisis univariantes de estos cuatro ratios. Sin embargo, en este capítulo también se presentan los análisis univariantes de otros dos ratios, porque tienen interés por su significado económico y, en el caso de  $Y/B$ , además, porque esta variable se emplea en los análisis de relación presentados en el Capítulo 6, aunque en una muestra distinta: (1)  $Y/M2$ , la velocidad de circulación del dinero  $M2$  y (2)  $Y/B$ , la velocidad de circulación de la Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja,  $B$ .

Dados los resultados de los análisis univariantes de las series anuales de  $P$ ,  $PC$  y  $P/PC$  en la muestra 59-99 y de sus series trimestrales en la muestra I/59-IV/99 y en diferentes submuestras (Capítulo 3), cabe esperar que algunos parámetros de los modelos de las variables que se incorporan al estudio cambien a lo largo de la muestra 59-99, aunque no sus propiedades de integración y cointegración. Se analizan las series anuales de estas variables en la muestra 59-99, antes de analizar sus datos trimestrales en una muestra más corta y potencialmente más homogénea, con el fin de obtener una caracterización inicial de

las propiedades de equilibrio estadístico a largo plazo en que operan. Sin embargo, es importante señalar que, aunque se realiza un análisis univariante cuidadoso de las series anuales en la muestra 59-99, el empleo de estos datos como objeto de análisis estadístico puede ser cuestionable, especialmente para algunas variables cuyas series anuales presentan hechos anómalos importantes.

Los análisis univariantes de  $r$  e  $i$  revelan claramente que estas dos series de tipos de interés siguen procesos  $I(1)$ , a pesar de que algunos autores, como Bernanke y Blinder (1992), suponen que estos tipos de interés siguen procesos  $I(0)$ .

En la literatura macroeconómica hay un debate extenso, desde principios de los años 80, que cuestiona si el producto agregado real de EE.UU., medido como el PIB real o el PNB real (en logaritmo), sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal o si sigue un proceso  $I(1)$ . Véase, como ejemplos, los trabajos de Diebold y Senhadji (1996) y Perron (1989, 1997), que concluyen lo primero, y el trabajo de Murray y Nelson (2000), que concluye lo segundo. E incluso hay autores que parecen presentar evidencia de que no es posible discriminar entre las dos posibilidades (Rudebusch (1992)). El análisis univariante de la serie anual de PIB real ( $Q$ ) de EE.UU. en la muestra 59-99 que se presenta en este capítulo revela, de forma clara, que esta serie (en logaritmo) sigue un proceso  $I(1)$ .

Los análisis univariantes de  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$  revelan que estas cuatro series (en logaritmo) siguen procesos  $I(2)$ , lo mismo que  $\ln P$ .

Tal y como se señala al comienzo de la introducción, a partir de las variables nominales  $P$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$  se pueden construir los diez ratios  $Y/P$  ( $\equiv Q$ ),  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ . Estos ratios (en logaritmo) están ligados por identidades de suma y resta y sus análisis univariantes permiten detectar de un modo sencillo

relaciones de cointegración bivariantes, que no admitan ilusión monetaria a largo plazo, entre estas variables nominales.

Dado que  $\ln P$  y  $\ln Y$  siguen procesos  $I(2)$ , el resultado  $\ln Q \sim I(1)$  implica que  $\ln Y$  y  $\ln P$  operan en una relación bivalente  $CI(2,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$ . Se analizan los otros nueve ratios con el fin de detectar otras relaciones de cointegración de este tipo, aunque sólo se presentan los detalles de los análisis de  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$ .

Los análisis univariantes de los diez ratios (en logaritmo) revelan que aquellos que no contienen  $S$ , es decir,  $\ln(Y/P)$ ,  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(B/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$  y  $\ln(M2/B)$ , siguen procesos  $I(1)$ , mientras que los que contienen  $S$ , es decir,  $\ln(S/P)$ ,  $\ln(Y/S)$ ,  $\ln(M2/S)$  y  $\ln(B/S)$ , siguen procesos  $I(2)$ . Esto implica que cada una de las variables  $\ln P$ ,  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln B$  operan en relaciones bivariantes  $CI(2,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$  con cada una de las otras tres, mientras que  $\ln S$  no opera en este tipo de relación con ninguna de las otras cuatro variables. Además, estos resultados acerca de los órdenes de integración de los ratios de variables nominales confirman que hay compatibilidad en los órdenes de integración de los ratios ligados por identidades de suma y resta.

En la Sección 4.1 se presentan los análisis univariantes de las variables absolutas  $r$ ,  $i$ ,  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ . En la Sección 4.2 se presentan los análisis univariantes de las variables ratio  $M2/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $M2/B$  y  $B/S$ . En la Sección 4.3 se exponen las conclusiones del capítulo.

El Apéndice G.4 contiene los gráficos y estadísticos empleados en la especificación inicial y diagnosis de los modelos presentados en este capítulo. En el Apéndice T.4 se presentan estadísticos de resumen de las variables absolutas, de las variables ratio y de las variables ratio una vez extraídos los términos deterministas presentes en los modelos

univariantes de las variables que los componen. En este apéndice se presentan, además, los modelos mencionados en el texto. Estos modelos se designan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que identifica cada modelo.

#### 4.1 Análisis Univariantes de las Variables Absolutas

Se aplica el logaritmo a las series  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ , porque los gráficos temporales y de media-desviación típica de estas series y de sus logaritmos muestran evidencia a favor de esta transformación.

##### 4.1.1 Federal Funds Rate ( $r$ )

La serie  $r$  deambula y su  $acf$  se amortigua muy lentamente con el retardo, lo que indica que es necesario aplicar una diferencia a la serie para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla r$  parece estacionaria y sus  $acf/pacf$  sugieren estimar el modelo ARI(2,1) (modelo r.1). Los instrumentos de diagnóstico de r.1 no muestran evidencia de mala especificación: el valor de  $r_4$  es un poco grande, pero se explica en gran parte por la contribución del par de residuos extremos 81-85. Se añade a r.1 un MA(1) de sobreajuste. En el modelo resultante el parámetro del MA(1) se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=3.72). La misma conclusión ( $r \sim I(1)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,0) con  $\mu$  especificado para  $r$ . En este modelo no se rechaza  $H_0: \phi_{11}=1$ : el valor del estadístico es .32 y los valores críticos (con 41 observaciones) al 90% y 95% de confianza son 1.05 y 1.72 respectivamente.

En los residuos de r.1 se detectan tres impulsos en 73, 74 y 81, que también se aprecian en el gráfico de  $r$ . Se evalúa la influencia de los tres impulsos en la decisión acerca del orden de integración que se obtiene con SF. Estos impulsos no influyen por separado, de dos en dos, ni los tres en conjunto, en esta decisión. La conclusión  $r \sim I(1)$  es robusta frente a los hechos anómalos principales de la serie.

Los impulsos en 73, 74 y 81 no influyen por separado, por pares, ni los tres en conjunto, en los parámetros del AR(2). Parece que  $r_1$  es un modelo adecuado para  $r$ .

#### 4.1.2 Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años ( $i$ )

La serie  $i$  deambula y su  $acf$  decrece muy lentamente con el retardo, por lo que se aplica una primera diferencia a la serie para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla i$  no parece presentar estructura ARMA: los valores de  $r_1$ ,  $r_2$  y  $r_3$  se explican en gran parte por la contribución de los pares 85-86, 81-83 y 83-86 respectivamente. Para confirmar que los valores de  $r_1$ ,  $r_2$  y  $r_3$  son debidos a la contribución de un pequeño número de valores extremos se estima el modelo ARIMA(0,1,0) con S80, S81, S85 y S86 (modelo i.1), que se ven en el gráfico temporal de  $\nabla i$ . Se denota  $i1$  a la variable  $i$  extraídos los cuatro escalones estimados en el modelo i.1. Los gráficos temporales y de  $acf/pacf$  de  $i1$  y  $\nabla i1$  se presentan en el Apéndice G.4. Nótese que  $\nabla i1$  es la serie de residuos del modelo i.1 que, en este caso, no se denota con la letra A seguida del nombre del modelo.

En las  $acf/pacf$  de  $\nabla i1$  no se detecta estructura ARMA. En los gráficos de  $i1$  y  $\nabla i1$  se identifica -I83, que se añade al modelo i.1 (modelo i.2) con el fin de evaluar la distorsión en las  $acf/pacf$  de  $\nabla i1$  debida al par de residuos 83-84. Se denomina  $i2$  a la variable  $i$  extraídos los términos S80, S81, I83, S85 y S86 estimados en el modelo i.2. Los gráficos temporales y de  $acf/pacf$  de  $i2$  y  $\nabla i2$  se presentan en el Apéndice G.4. La serie  $\nabla i2$  es la serie de residuos del modelo i.2.

En las  $acf/pacf$  de  $\nabla i2$  tampoco se detecta estructura ARMA y esta serie no presenta valores extremos que puedan distorsionar mucho sus  $acf/pacf$ . Parece que  $\nabla i2$  sigue un proceso de ruido blanco.

Para confirmar que  $i2 \sim I(1)$  se estima el modelo ARI(1,0) con  $\mu$ , S80, S81, I83, S85 y S86. En este modelo, que no presenta evidencia de mala especificación, se contrasta la

hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ) y esta hipótesis no se rechaza (SF=0).

Las intervenciones S80, S81, I83, S85 y S86 no influyen de una en una, de dos en dos, de tres en tres, de cuatro en cuatro, ni las cinco a la vez, en el resultado acerca del orden de integración que se obtiene con SF.

#### 4.1.3 Producto Interior Bruto Real ( $Q$ )

La variable  $Q$  recibe un tratamiento un poco diferente al del resto de variables cuyos análisis se presentan en este capítulo, debido a que en la literatura existe un extenso debate acerca de si esta serie sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal o sigue un proceso  $I(1)$ . Se llevan a cabo algunos experimentos con esta variable que en otro caso no se realizarían.

La serie  $\ln Q$  presenta una tendencia creciente y su  $acf$  presenta una configuración indicativa de no estacionariedad. La serie  $\nabla \ln Q$  parece estacionaria.

¿Es sobrediferenciada  $\nabla \ln Q$ ? Las  $acf/pacf$  de esta serie no presentan la configuración de un  $MA(1)$  con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de sobrediferenciación, y su gráfico de datos tampoco presenta una alternancia frecuente de signos, característica de las series que siguen procesos  $MA(1)$  con parámetro positivo. Si  $\nabla \ln Q$  es sobrediferenciada, este hecho no es obvio. Por eso se comienza especificando un modelo para la transformación  $\nabla \ln Q$ . El parámetro  $\mu$  difiere claramente de cero.

Las  $acf/pacf$  de  $\nabla \ln Q$  no presentan ni un valor fuera de bandas, aunque sí valores sugerentes en los dos primeros retardos. A partir de las  $acf/pacf$  puede especificarse un modelo  $AR(2)$  con raíces imaginarias o un  $MA(1)$  con parámetro negativo. Antes de estimar cualquiera de estos modelos, se ensaya estimando un modelo en primera diferencia sin estructura  $ARMA$ , con  $\mu$ , S74 y S75 para evaluar si el valor de  $r_1$  puede explicarse por el par

de observaciones 74-75. Este ensayo revela que el valor de  $r_1$  no se debe a este par de observaciones.

Los modelos Q.1 y Q.2 son los resultados de estimar un ARI(2,1) con  $\mu$  y un IMA(1,1) con  $\mu$  respectivamente. Los gráficos de residuos de Q.1 y Q.2 son muy semejantes, sus desviaciones típicas residuales estimadas son prácticamente iguales y los gráficos de *acf/pacf* residuales de estos modelos no presentan evidencia de estructura adicional, en particular de un MA(1) con parámetro positivo. Los modelos Q.1 y Q.2 parecen adecuados para la serie  $\ln Q$ .

El modelo Q.1 no admite la posibilidad de sobrediferenciación. En el modelo Q.2 se rechaza contundentemente la hipótesis de sobrediferenciación ( $H_0 : \theta_{11} = 1$ ): el valor del estadístico DCD es 52.16 y los valores críticos al 90% y 95% de confianza son 1.00 y 1.94 respectivamente.

Se incorpora a Q.1 un MA(1) de sobreajuste. En el modelo ARIMA(2,1,1) resultante,  $\theta_{11}$  se estima no significativamente distinto de cero y altamente correlacionado con  $\hat{\phi}_{21}$  ( $\hat{\theta}_{11} = .64(.62)$  y  $\hat{\rho}(\hat{\theta}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = .97$ ), lo que indica que el modelo está sobreparametrizado. De todos modos, en este modelo se contrasta la hipótesis de no invertibilidad del MA(1) y se rechaza (DCD=7.36), confirmando la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$ .

Es importante señalar que, en la práctica, cuando la situación de estimación de un modelo no está bien definida, como en el caso del ARIMA(2,1,1) anterior, claramente sobreparametrizado, puede ser relevante la precisión de medida que se emplea en la estimación. El modelo anterior ha sido estimado usando la serie  $\ln Q$  multiplicada por un factor de 100, que supone aumentar en dos dígitos la precisión numérica de los datos en esta estimación con respecto al caso en que se usa la serie sin cambio de escala. Cuando se estima

un ARIMA(2,1,1) para la serie  $\ln Q$  (sin cambio de escala) se tiene un resultado diferente:

(1) no cambia el valor estimado de  $\theta_{11}$ , ni de ningún otro parámetro del modelo, pero sí cambia la desviación típica estimada de  $\hat{\theta}_{11}$  ( $\hat{\theta}_{11} = .64(.14)$ ), (2)  $\hat{\theta}_{11}$  no está altamente correlacionado con  $\hat{\phi}_{21}$ , pero sí lo está con  $\hat{\phi}_{22}$  ( $\hat{\rho}(\hat{\theta}_{11}, \hat{\phi}_{22}) = .84$ ) y (3) el valor del estadístico DCD es negativo. El resultado obtenido cuando se emplea mayor precisión es más fiable. Este tipo de experiencias prácticas muestran la importancia que tiene, en determinados casos, la precisión empleada en la estimación. Todos los modelos que se presentan en esta subsección han sido estimados usando la serie  $\ln Q$  multiplicada por un factor de 100, aunque los informes se presentan en la escala original.

En los residuos de los modelos Q.1 y Q.2 se detectan tres incidentes anómalos de tipo escalón en 74, 75 y 82. ¿El resultado  $\ln Q \sim I(1)$  se debe a la influencia de estos tres escalones? Se ensaya incorporando estos escalones a los modelos Q.1 y Q.2.

Cuando se estima un modelo ARI(2,1) con  $\mu$ , S74, S75 y S82,  $\hat{\phi}_{22}$  no resulta significativamente distinto de cero. Se suprime este parámetro y se obtiene el modelo Q.3. Los instrumentos de diagnóstico de Q.3 no muestran evidencia de mala especificación y, en particular, sus *acf/pacf* residuales no presentan la configuración de un MA(1) con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de sobrediferenciación. Se añade a Q.3 un MA(1) de sobreajuste para buscar no invertibilidad. En el modelo resultante,  $\theta_{11}$  y  $\phi_{11}$  se estiman no significativamente distintos de cero y altamente correlacionados, lo que indica que el modelo está sobreparametrizado. De todos modos, se contrasta la hipótesis de no invertibilidad ( $H_0 : \theta_{11} = 1$ ) y se rechaza (DCD=5.26).

El modelo Q.4 es el resultado de estimar un IMA(1,1) con  $\mu$ , S74, S75 y S82. Los instrumentos de diagnóstico de los modelos Q.3 y Q.4 son muy semejantes y sus desviaciones

típicas residuales estimadas son prácticamente iguales. Ambos modelos parecen adecuados. En Q.4 se rechaza no invertibilidad (DCD=60.76).

Se aprecia, por tanto, que S74, S75 y S82 no influyen, en conjunto, en la decisión acerca del orden de integración de  $\ln Q$ .

Dado que ciertos autores han creído encontrar  $\ln Q \sim I(0)$  con tendencia determinista lineal, y a pesar de que los análisis hasta aquí presentados rechazan con claridad y de forma contundente esta conclusión, se ensaya, por curiosidad, la estimación de modelos en el nivel de  $\ln Q$ .

En las *acf/pacf* de  $\ln Q$  parece identificarse la configuración de un AR(3), por lo que se estima un modelo ARI(3,0) con un componente de tendencia determinista lineal,  $\eta_0 + \eta_1 t$ . En este modelo el último parámetro del AR(3) se estima no significativamente distinto de cero, por lo que se suprime. En el modelo resultante el periodo estimado del operador AR(2) no es significativamente distinto de cero ( $p\hat{e}r = 19.1(22.7)$ ). La hipótesis de que las raíces del operador AR(2) estimado son reales no se rechaza, puesto que el valor del estadístico de razón de verosimilitudes, que se distribuye como una  $\chi_1^2$  bajo esta hipótesis nula, es .10 (los valores críticos de una  $\chi_1^2$  al 90% y 95% son 2.71 y 3.84 respectivamente). El modelo Q.5 es el resultado de estimar para  $\ln Q$  un modelo AR(2), factorizado en dos AR(1), con un componente de tendencia determinista lineal.

El modelo Q.5 presenta elevadas correlaciones entre parámetros, indicando que la situación de estimación no está bien definida. Aun así, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad estocástica ( $H_0: \phi_{11} = 1$ ), pero el resultado del contraste no es concluyente (SF=1.52): la hipótesis nula se rechaza al 90% de confianza (valor crítico 1.05), pero no puede rechazarse al 95% de confianza (valor crítico 1.72).

Continuando con el mismo ensayo de forzar a favor de  $I(0)$ , se estima el modelo  $ARI(2,0)$  con un componente de tendencia determinista lineal y escalones en 74, 75 y 82. En este caso el operador  $AR(2)$  estimado tiene raíces reales. El modelo Q.6 es el resultado de estimar el  $AR(2)$  factorizado en dos  $AR(1)$ . En este modelo,  $\hat{\phi}_{11}$  y  $\hat{\phi}_{21}$  están altamente correlacionados, indicando que la situación de estimación no está bien definida. De todos modos, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad estocástica ( $H_0: \phi_{11} = 1$ ). El valor del estadístico SF es .99, por lo que la hipótesis no se rechaza a los niveles de confianza del 90% y 95%.

El análisis de  $\ln Q$  revela que la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$  es contundente y robusta:

(1) ninguno de los modelos formulados en primera diferencia presenta indicios de sobrediferenciación, (2) el contraste DCD calculado en los modelos formulados en primera diferencia, sin intervenciones y con intervenciones, conduce, de forma contundente, a la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$ , (3) la situación de estimación de los modelos formulados en el nivel de  $\ln Q$ , sin intervenciones y con intervenciones, no resulta bien definida y (4) en el modelo formulado en el nivel sin intervenciones, no se rechaza de forma clara la hipótesis de no estacionariedad estocástica y, en el modelo en el nivel con intervenciones, no se rechaza esta hipótesis a los niveles de confianza del 90% y 95%.

El análisis de influencia revela que S82 no influye en los parámetros del  $IMA(1,1)$  con  $\mu$ . Los escalones en 74 y 75, en conjunto, no influyen en estos parámetros y los tres escalones, en conjunto, tampoco influyen en estos parámetros.

El S82 no influye en los parámetros del  $ARI(2,1)$  con  $\mu$ . Los escalones en 74 y 75, en conjunto, influyen en estos parámetros, puesto que, cuando se añaden al  $ARI(2,1)$ , el parámetro  $\phi_{22}$  deja de ser significativamente distinto de cero. Aun así, la influencia de este

par de escalones en  $\hat{\phi}_{22}$  es marginal, puesto que  $\hat{\phi}_{22}$  es bastante débil en el modelo sin intervenciones (modelo Q.2).

#### 4.1.4 Producto Interior Bruto Nominal (Y)

La serie  $\ln Y$  presenta una tendencia creciente y su *acf* decrece muy lentamente con el retardo, por lo que se aplica una diferencia a la serie para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln Y$  parece deambular. En sus *acf/pacf* se identifica la configuración de un AR(3), por lo que se comienza estimando el modelo ARI(3,1) con  $\mu$  (modelo Y.1), en el que puede contrastarse la hipótesis de no estacionariedad.

El modelo Y.1 proporciona una representación que puede considerarse adecuada. En este modelo no puede rechazarse la hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF=.12.

En los residuos de Y.1 se aprecia un valor extremo de  $-3.1\sigma$  en 82, que parece proceder de un impulso positivo en 81, impulso que también se aprecia en los gráficos temporales de  $\nabla \ln Y$  y  $\nabla^2 \ln Y$ . Se incorporan a Y.1 dos escalones en 81 y 82. En el modelo resultante, que no presenta evidencia de mala especificación, el parámetro asociado a S81 se estima no significativamente distinto de cero, por lo que se suprime (modelo Y.2). La supresión del S81 implica que el modelo Y.2 no es literalmente compatible con los modelos univariantes de  $\ln P$  y  $\ln Q$ , pero esta falta de compatibilidad no parece muy importante.

El modelo Y.2 parece adecuado. En este modelo no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=0), lo que significa que S82 no influye en la conclusión  $\ln Y \sim I(2)$ .

El modelo Y.3 es el resultado de estimar un ARI(2,2) sin intervenciones. Las *acf/pacf* residuales de Y.3 no muestran evidencia de estructura adicional y el gráfico de residuos de este modelo parece bien centrado, aunque presenta un extremo de  $-3.4\sigma$  en 82. Se añade a Y.3 un MA(1) de sobreajuste. En el modelo resultante los parámetros del AR(2) y

del MA(1) se estiman no significativamente distintos de cero y altamente correlacionados, lo que indica que se trata de un modelo sobreparametrizado. Por esta razón, se ensaya estimando el modelo IMA(2,1) (modelo Y.4).

Los instrumentos de diagnosis de los modelos Y.3 e Y.4 son muy semejantes y sus desviaciones típicas residuales son exactamente iguales. En el modelo Y.4 se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=16.20), confirmando la conclusión  $\ln Y \sim I(2)$ .

El análisis de influencia revela que S82 no influye en los parámetros de los modelos Y.3 e Y.4. El escalón en 82 tampoco influye en la decisión acerca del orden de integración obtenida con DCD (DCD=27.06 en el IMA(2,1) con S82).

Los dos modelos Y.3 e Y.4 parecen adecuados para  $\ln Y$ .

#### 4.1.5 Cantidad Nominal de Dinero M2

La serie  $\ln M2$  presenta una tendencia creciente y  $\nabla \ln M2$  deambula. Las *acf* de ambas series presentan configuraciones indicativas de no estacionariedad.

La serie  $\nabla^2 \ln M2$  parece claramente estacionaria. Las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln M2$  no presentan una configuración conocida, aunque esta serie tiene un extremo de  $3.5\sigma$  en 71 que puede distorsionarlas. La forma del incidente anómalo en esta fecha no es clara a primera vista, pero la especificación de dos impulsos negativos en 70 y 71 resulta adecuada. Se estima el modelo ARIMA(0,2,0) con I70 e I71 (modelo M2.1). Se denomina  $\ln M2.1$  a la serie  $\ln M2$  extraídos los impulsos en 70 y 71 estimados en M2.1. En el Apéndice G.4 se presentan los gráficos temporales y de *acf/pacf* de  $\ln M2.1$ ,  $\nabla \ln M2.1$  y  $\nabla^2 \ln M2.1$ . Nótese que  $\nabla^2 \ln M2.1$  es la serie de residuos del modelo M2.1 que, en este caso, no se denota con la letra A seguida del nombre del modelo.

La serie  $\nabla^2 \ln M2.1$  parece una muestra de un proceso de ruido blanco: no se detecta

estructura ARMA en sus *acf/pacf* y la serie no presenta valores extremos que puedan distorsionarlas mucho. Además, las configuraciones de las *acf* y *pacf* residuales son muy semejantes, lo que es consistente con que la serie  $\nabla^2 \ln M2.1$  siga un proceso de ruido blanco.

Para contrastar que  $\ln M2.1 \sim I(2)$  se estima el modelo ARI(1,1) con  $\mu$ , I70 e I71. En este modelo, que parece adecuado, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ) y no se rechaza (SF=.96).

Los impulsos en 70 y 71 en conjunto, influyen en el resultado acerca del orden de integración que se obtiene con SF. En el ARI(1,1) sin intervenciones se rechaza no estacionariedad (SF=1.79). Por esta razón, los dos impulsos se mantienen en el modelo para  $M2$ , que es  $M2.1$ .

#### 4.1.6 Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja ( $B$ )

La serie  $\ln B$  presenta una tendencia creciente y  $\nabla \ln B$  deambula. Las *acf* de ambas series presentan configuraciones indicativas de no estacionariedad. La serie  $\nabla^2 \ln B$  parece estacionaria, por lo que se especifica inicialmente un modelo para esta transformación.

Las configuraciones de las *acf* y *pacf* de  $\nabla^2 \ln B$  sugieren la estimación del modelo IMA(2,2). El operador MA(2) estimado tiene raíces reales. El modelo B.1 es el resultado de estimar el MA(2) factorizado en dos MA(1).

En los residuos de B.1 destaca el valor de  $r_7$ , pero este valor se debe en gran parte a la contribución de los pares de residuos 88-95 y 89-96. En el modelo B.1 la media residual es positiva y alta en relación con su desviación típica estimada y esto no es debido a la contribución de un pequeño número de residuos extremos positivos. Se incorpora  $\mu$  a B.1 y se obtiene el modelo B.2.

En el modelo B.2 se contrasta la hipótesis  $\mu = 0$ . El valor del estadístico de

contraste, que se distribuye bajo  $H_0$  como una  $t$  de Student con 36 grados de libertad ( $t_{36}$ ), es 1.45 y los valores críticos de una  $t_{36}$  a los niveles de confianza del 90% y 95% son 1.30 y 1.68 respectivamente. En consecuencia, la hipótesis no se rechaza al 95% de confianza pero sí al 90%. Los instrumentos de diagnóstico de B.2 no presentan evidencia de mala especificación. En B.2 se rechaza no invertibilidad ( $H_0 : \theta_{11} = 1$ ): DCD=3.78.

El modelo B.2 parece un modelo adecuado para  $B$ . Se mantiene  $\mu$  en este modelo, aunque esto equivale a aceptar que  $\ln B$  contiene un componente de tendencia determinista cuadrática,  $\eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 t^2$ , para tener un modelo estadísticamente adecuado que pueda emplearse en la búsqueda de relaciones. Por supuesto, no sería sensato emplear este modelo en operaciones de previsión.

#### 4.1.7 Pasivo Total del Estado (S)

La serie  $\ln S$  presenta una tendencia creciente y  $\nabla \ln S$  deambula. Las *acf* de ambas series presentan configuraciones indicativas de no estacionariedad. La serie  $\nabla^2 \ln S$  parece estacionaria, por lo que se especifica inicialmente un modelo para esta transformación.

La serie  $\nabla^2 \ln S$  presenta un incidente anómalo en 75-77, con extremos de  $3.4\sigma$  y  $-2.0\sigma$  en 75 y 77 respectivamente, que puede distorsionar sus *acf/pacf*. Se comienza estimando un modelo ARIMA(0,2,0) con escalones en 75 y 76, que se identifican en el gráfico temporal de  $\nabla \ln S$ . En este modelo los residuos en 75, 76 y 77 están por encima de la media global y no están cerca de ella, lo que indica que la especificación de dos escalones en 75 y 76 no es adecuada. Se ensaya añadiendo al modelo dos escalones en 77 y 78 (modelo S.1), que también se aprecian en el gráfico temporal de  $\nabla \ln S$ . Se denota  $\ln SI$  a la serie  $\ln S$  extraídos los términos  $S75$ ,  $S76$ ,  $S77$  y  $S78$  estimados en el modelo S.1. En el Apéndice G.4 se presentan los gráficos temporales y de *acf/pacf* de  $\ln SI$ ,  $\nabla \ln SI$  y  $\nabla^2 \ln SI$ . La serie

$\nabla^2 \ln S1$  es la serie de residuos del modelo S.1, que no se denota con la letra A seguida del nombre del modelo.

En las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln S1$  no se detecta estructura ARMA, pero en su gráfico temporal se observa un incidente anómalo en 83-84, con la configuración de un escalón positivo en nivel en 83, que puede distorsionarlas. Se incorpora S83 al modelo S.1 (modelo S.2).

Las *acf/pacf* residuales de S.2 no presentan ningún valor fuera de bandas, pero sus valores en los primeros retardos sugieren la estimación de un modelo IMA(2,1). El modelo S.3 es el resultado de estimar un IMA(2,1) con escalones en 75, 76, 77, 78 y 83.

El modelo S.3 proporciona una representación que puede considerarse adecuada, aunque con ciertas limitaciones: valores extremos y rachas (de valores pequeños) en residuos. No se aprecian formas de mejorar este modelo. En S.3 se rechaza contundentemente la hipótesis de no invertibilidad ( $H_0 : \theta_{11} = 1$ ): DCD=71.60.

El análisis de influencia revela que S75, S76, S77, S78 y S83 no influyen de uno en uno, de dos en dos, de tres en tres, de cuatro en cuatro, ni los cinco a la vez, en la decisión de diferenciación de  $\ln S$ .

Los escalones en 75, 76 y S83, por separado, influyen en  $\hat{\theta}_1$ , por lo que se mantienen en el modelo para  $\ln S$ . Los escalones en 77 y 78 no influyen en  $\hat{\theta}_1$  por separado ni en conjunto. Se suprimen estos dos escalones y se obtiene el modelo S.4. Este modelo parece adecuado para  $\ln S$ .

## 4.2 Análisis Univariantes de los Ratios de Variables Nominales

En esta sección se presentan los análisis univariantes de los ratios  $M2/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $M2/B$  y  $B/S$ . Se aplica el logaritmo a todos ellos por compatibilidad con las variables

absolutas que los componen.

El análisis de  $\ln B$  (Subsección 4.1.6) revela que  $\nabla^2 \ln B$  sigue un proceso  $I(0)$  con  $\mu$  positivo ( $\hat{\mu} = .0016(.0011)$ ). La serie  $\ln(Y/B)$  se obtiene como se indica a continuación:

(1) se calcula  $\nabla^2 \ln(Y/B)_t + .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ) y (2) se integra dos veces esta serie, empleando como condiciones iniciales las observaciones de la serie  $\ln(Y/B)$  en los años 59 y 60. La serie  $\ln(M2/B)$  se calcula de la misma manera y en el caso de  $\ln(B/S)$  la única diferencia es que hay que restar la cantidad .0016 de las observaciones de  $\nabla^2 \ln(B/S)$  en lugar de sumarla.

Dado que  $\ln Y$ ,  $\ln P$ ,  $\ln M2$ ,  $\ln B$  y  $\ln S$  siguen procesos  $I(2)$ , para cada ratio se comienza estimando un modelo  $ARIMA(0,2,0)$  con los términos de intervención presentes en los modelos de las variables absolutas que lo componen, que se incluyen por compatibilidad. En los casos de  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$  los modelos  $ARIMA(0,2,0)$  con los términos de intervención incluidos por compatibilidad no se estiman para estas dos series, sino para  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$ . Para la serie  $\ln(Y/B)$  no se estima un modelo  $ARIMA(0,2,0)$  inicial, puesto que los modelos univariantes de  $\ln Y$  y  $\ln B$  no contienen términos de intervención.

Los resultados de la estimación de los modelos  $ARIMA(0,2,0)$  iniciales se denominan  $M2/P.1$ ,  $Y/M2.1$ ,  $M2/B1.1$  y  $B1/S.1$  (Tabla 4.5). Las series  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$  extraídos los términos de intervención estimados en los modelos anteriores se denotan  $\ln(M2/P)I$ ,  $\ln(Y/M2)I$ ,  $\ln(M2/B)I$  y  $\ln(B/S)I$  respectivamente. Los gráficos temporales y de *acf/pacf* de las cuatro series últimas y de sus primeras y segundas diferencias se emplean en la especificación inicial del orden de integración y la estructura  $ARMA$  de  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$ . Los gráficos temporales de

$\ln(Y/B1)$ ,  $\nabla\ln(Y/B1)$  y  $\nabla^2\ln(Y/B1)$  se utilizan en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de  $\ln(Y/B)$ .

Conviene señalar que las series  $\nabla^2\ln(M2/P)I$ ,  $\nabla^2\ln(Y/M2)I$ ,  $\nabla^2\ln(M2/B1)I$  y  $\nabla^2\ln(B1/S)I$  son las series de residuos de los modelos M2/P.1, Y/M2.1, M2/B1.1 y B1/S.1, que en estos casos no se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo.

#### 4.2.1 Saldo Real Monetario del Dinero M2 (M2/P)

Se denomina  $\ln(M2/P)I$  a la serie  $\ln(M2/P)$  extraídos los términos de intervención I70, I71, S74, S75, S79, S80 y S81, estimados en el modelo inicial M2/P.1, que se incluyen por compatibilidad con los modelos de  $\ln P$  y  $\ln M2$ .

La serie  $\ln(M2/P)I$  presenta una tendencia creciente y su *acf* presenta una configuración indicativa de no estacionariedad. El gráfico de datos de  $\nabla\ln(M2/P)I$  presenta rachas de valores por encima o por debajo de la media, que son características de las series que deambulan o que siguen procesos AR(1). En sus *acf/pacf* se identifica la configuración de un AR(1), por lo que se comienza estimando el modelo ARI(1,1) con  $\mu$ , I70, I71, S74, S75, S79, S80 y S81 (modelo M2/P.2). Los instrumentos de diagnóstico de este modelo no muestran evidencia de mala especificación. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad del AR(1) y se rechaza (SF=1.84), lo que implica que  $\ln(M2/P) \sim I(1)$ .

En los residuos de M2/P.2 el par en 83-84 aporta distorsión negativa en  $r_1$ , por lo que puede sesgar a la baja  $\hat{\phi}_{11}$ , favoreciendo que se rechace la hipótesis de no estacionariedad.

La serie  $\ln P$  presenta -R83 y  $\ln M2$  presenta +S83. Pero la varianza de  $\nabla^2\ln P$  es mucho menor que la de  $\nabla^2\ln M2$ , por lo que esta última domina la serie del ratio. Por eso, el incidente anómalo en 83 en la serie del ratio presenta la forma de un escalón en nivel (véanse

los gráficos de  $\nabla \ln(M2/P)I$  y  $\nabla^2 \ln(M2/P)I$ ). Para evaluar la influencia del par de residuos 83-84 en la decisión acerca del orden de integración, se incorpora a M2/P.2 un escalón en 83. Las *acf/pacf* de los residuos del modelo resultante indican que es necesario incorporar un AR(2) al modelo. En el modelo ARI(3,1) con  $\mu$ , I70, I71, S74, S75, S79, S80, S81 y S83,  $\hat{\phi}_{11}$  es negativo y se rechaza no estacionariedad (SF=4.57). Además, en este modelo no parecen presentarse más raíces reales que podrían ser unitarias. En conjunto, estos resultados significan que S83 no influye en la conclusión  $\ln(M2/P) \sim I(1)$ .

A pesar de que las intervenciones del modelo M2/P.2 se incluyen por compatibilidad con los modelos de  $\ln M2$  y  $\ln P$ , el número elevado de términos de intervención hace aconsejable evaluar su influencia en el resultado  $\ln(M2/P) \sim I(1)$ . El análisis de influencia revela: (1) I70 e I71, en conjunto, no influyen en la decisión acerca del orden de integración, (2) S74 y S75, en conjunto, no influyen en esta decisión, (3) S79, S80 y S81, en conjunto, tampoco influyen en esta decisión. Los incidentes en (1), (2) y (3) tampoco influyen en el resultado acerca del orden de integración por pares, ni los tres a la vez.

El resultado  $\ln(M2/P) \sim I(1)$  implica que  $\ln M2$  y  $\ln P$  operan en una relación bivalente CI(2,1) con vector de cointegración (1,-1).

#### 4.2.2 Velocidad de Circulación del Dinero M2 ( $Y/M2$ )

Se denota  $\ln(Y/M2)I$  a la serie  $\ln(Y/M2)$  extraídos los términos I70 e I71 estimados en el modelo inicial Y/M2.1, que se incluyen por compatibilidad.

La serie  $\ln(Y/M2)I$  deambula y su *acf* presenta una configuración indicativa de no estacionariedad, lo que indica que es preciso aplicar una primera diferencia para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln(Y/M2)I$  parece estacionaria. Sus *acf/pacf* sugieren la especificación de

un MA(1) con parámetro negativo. También, aunque sea un poco forzado, puede especificarse un AR(1) con parámetro positivo. Por ello, se estiman los modelos IMA(1,1) con  $\mu$ , I70 e I71 y ARI(1,1) con  $\mu$ , I70 e I71. En estos dos modelos el parámetro asociado a I71 y  $\mu$  se estiman no significativamente distintos de cero. La supresión del I71 implica que el modelo resultante no es literalmente compatible con el modelo univariante de  $M2$ , pero esta falta de compatibilidad no parece muy importante. Se suprimen los dos parámetros (el de I71 y  $\mu$ ) de los dos modelos anteriores y se obtienen los modelos Y/M2.2 (IMA(1,1)) e Y/M2.3 (ARI(1,1)).

Los gráficos de residuos de Y/M2.2 y Y/M2.3 son muy semejantes. La desviación típica residual estimada y el estadístico Q de Ljung y Box (1978) de Y/M2.2 son ligeramente inferiores a los de Y/M2.3. Aunque estas diferencias son pequeñas, sugieren que Y/M2.2 proporciona una representación de  $\ln(Y/M2)$  un poco mejor. En el modelo Y/M2.3 se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF=7.22.

Los residuos de los modelos Y/M2.2 e Y/M2.3 presentan un incidente anómalo en los años 82-84 con valores extremos en el año 82 de  $-2.8\sigma$  y  $-2.6\sigma$  respectivamente. Este incidente tiene la configuración de dos escalones negativos en 82 y 83 que también se aprecian en los gráficos temporales de  $\nabla \ln(Y/M2)I$  y  $\nabla^2 \ln(Y/M2)I$ . El S82 procede de  $\ln Y$  y el S83 procede de  $\ln M2$ . Se incorporan S82 y S83 a ambos modelos con el fin de evaluar su influencia. Los escalones en 82 y 83 no influyen en los parámetros de Y/M2.2 e Y/M2.3. Tampoco influyen en la decisión de diferenciación: en el ARI(1,1) con I70, S82 y S83 se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF=5.60. En consecuencia, se suprimen del modelo para  $\ln(Y/M2)$ , que es Y/M2.2.

Dado que I70 e I71 resultaron influyentes, en conjunto, en la decisión de

diferenciación de  $\ln M2$ , conviene comprobar si  $I70$  influye en la decisión de diferenciación de  $\ln(Y/M2)$ . No puede contrastarse la hipótesis de no estacionariedad usando el modelo  $\text{IMA}(1,1)$ , pero el contraste es factible en el modelo  $\text{ARI}(1,1)$  sin intervenciones. En este modelo se rechaza no estacionariedad ( $\text{SF}=7.23$ ), lo que indica que  $I70$  no influye en la decisión de diferenciación de  $\ln M2$ .

Otro enfoque del mismo análisis toma como estacionaria la serie  $\nabla^2 \ln(Y/M2)I$ . Las *acf/pacf* de esta serie presentan la configuración de un  $\text{MA}(2)$  con raíces reales. Se estima el modelo  $\text{IMA}(2,2)$  con  $I70$  e  $I71$ . Los instrumentos de diagnóstico de este modelo no sugieren evidencia de mala especificación. El parámetro asociado a  $I71$  se estima no significativamente distinto de cero y  $\theta_{11}$  se estima literalmente no invertible ( $\hat{\theta}_{11} = 1.00$ ), lo que conduce a un modelo  $\text{IMA}(1,1)$  y, por tanto, se tiene la conclusión  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$ .

Se suprime  $I71$  del  $\text{IMA}(2,2)$  inicial. En el modelo resultante  $\theta_{11}$  se sigue estimando literalmente no invertible. Los instrumentos de diagnóstico y la desviación típica residual estimada de este modelo son prácticamente iguales a los del modelo  $Y/M2.2$ .

Se ensaya estimando el modelo  $\text{IMA}(2,2)$  con  $I70$ ,  $S82$  y  $S83$ . En este modelo, que no presenta evidencia de mala especificación,  $\hat{\theta}_{11} = .94(.09)$  y no se rechaza no invertibilidad ( $H_0 : \theta_{11} = 1$ ):  $\text{DCD}=.16$ . En consecuencia, los escalones en 82 y 83 no influyen en el resultado  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$ .

Por último, se estima el modelo  $\text{IMA}(2,2)$  sin intervenciones con el fin de evaluar la influencia de  $I70$  en el resultado acerca del orden de integración. En este modelo  $\theta_{11}$  también se estima literalmente no invertible, lo que significa que  $I70$  no influye en este resultado.

El resultado  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$  implica que  $\ln Y$  y  $\ln M2$  operan en una relación  $\text{CI}(2,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$ .

### 4.2.3 Velocidad de Circulación de la Base Monetaria ( $Y/B$ )

La serie  $\ln(Y/B)$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2 \ln(Y/B)_t + .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ), donde .0016 es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln B$  en el modelo de  $\ln B$ , B.2.

La serie  $\ln(Y/B)$  presenta una tendencia creciente y su *acf* presenta una configuración indicativa de no estacionariedad, lo que indica que es preciso aplicar, al menos, una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln(Y/B)$  parece estacionaria. En sus *acf/pacf* parece identificarse un MA(1) con parámetro negativo, que es compatible con la configuración de un MA(2) con raíces reales identificada en las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln(Y/B)$ . A pesar de que la transformación  $\nabla \ln(Y/B)$  parece estacionaria, se comienza estimando un IMA(2,1) con  $\mu$  (modelo Y/B.1).

Los instrumentos de diagnóstico de Y/B.1 no presentan evidencia de mala especificación. En este modelo  $\hat{\mu}$  resulta significativamente distinto de cero y  $\theta_{11}$  se estima literalmente no invertible ( $\hat{\theta}_{11} = 1.00$ ). El par de residuos 81-82 aporta distorsión negativa en  $r_1$ , por lo que puede sesgar al alza  $\hat{\theta}_{11}$ . Para evaluar la influencia de este par de residuos en el valor estimado de  $\theta_{11}$ , se añade a Y/B.1 un escalón en nivel en el año 81 (la serie  $\ln B$  presenta -S81 y también -S82, pero el último se compensa con -S82 que presenta  $\ln Y$ ). En el modelo resultante, para el que no se encuentra evidencia de mala especificación,  $\theta_{11}$  también se estima literalmente no invertible y sus residuos no presentan ningún par de extremos que pueda sesgar al alza  $\hat{\theta}_{11}$ .

Dado que, en el modelo Y/B.1, el valor estimado de  $\theta_{11}$  es 1.00 y  $\hat{\mu}$  es significativamente distinto de cero, se estima para  $\nabla \ln(Y/B)$  un modelo con un componente

de tendencia determinista lineal,  $\eta_0 + \eta_1 t$ , y un MA(1). El resultado de la estimación de este modelo se denomina Y/B.2. Para evaluar la influencia del par de residuos 81-82 en los parámetros de Y/B.2, se incorpora I81 a este modelo (modelo Y/B.3). Nótese que I81 en  $\nabla \ln(Y/B)$  es equivalente a S81 en  $\ln(Y/B)$ .

La intervención resulta influyente en  $\hat{\theta}_{11}$ . En el modelo Y/B.3 el valor destacado de  $r_3$  se explica en su mayor parte por la contribución del par de residuos extremos 93-96. El modelo Y/B.3 parece adecuado para  $\ln(Y/B)$ .

El análisis univariante de  $\ln(Y/B)$  revela que  $\nabla \ln(Y/B) \sim I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal, lo que implica que  $\ln Y$  y  $\ln B$  operan en una relación bivalente CI(2,1) con vector de cointegración (1,-1).

#### 4.2.4 Multiplicador Monetario del Dinero M2 ( M2/B )

La serie  $\ln(M2/B1)$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2 \ln(M2/B)_t + .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ), donde .0016 es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln B$  en el modelo de  $\ln B$ , B.2. Se denota  $\ln(M2/B1)I$  a la serie  $\ln(M2/B1)$  extraídos los términos I70 e I71 estimados en el modelo inicial M2/B1.1, que se incluyen por compatibilidad.

La serie  $\ln(M2/B1)I$  presenta una tendencia creciente y su *acf* presenta una configuración indicativa de no estacionariedad, lo que indica que es preciso aplicar, al menos, una diferencia para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln(M2/B1)I$  parece posiblemente estacionaria. La configuración de sus *acf/pacf* sugieren especificar un modelo IMA(1,1) con  $\mu$  para esta serie, de modo que se comienza estimando para la serie  $\nabla \ln(M2/B)$  un modelo con un componente de tendencia determinista lineal,  $\eta_0 + \eta_1 t$ , impulsos compensados en 70 y 71 y un MA(1). Nótese que

impulsos compensados en  $\nabla \ln(M2/B)$  son equivalentes a impulsos en  $\ln(M2/B)$ . Las *acf/pacf* residuales de este modelo indican que falta estructura por incorporar al mismo, aunque no sugieren cómo reformularlo. Se ensaya incorporando un AR(1), con el fin de conseguir un modelo adecuado en el que pueda contrastarse la hipótesis de no estacionariedad. El resultado de la estimación de este modelo se denomina M2/B.1.

El modelo M2/B.1 presenta elevadas correlaciones entre parámetros, indicando que la situación de estimación no está bien definida. En este modelo el valor de  $r_3$  es grande, pero la mayor parte del mismo se explica por la contribución de los pares de residuos 75-78 y 93-96. Se rechaza no estacionariedad ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ): SF= 4.36. El único par de residuos que aporta distorsión negativa considerable en  $r_1$  es 74-75; éstos pueden sesgar a la baja  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer que se rechace  $H_0 : \phi_{11} = 1$ . Se ensaya incorporando I74 a M2/B.1 (equivale a S74 en  $\ln(M2/B)$ , que procede de  $\ln M2$ ). En el modelo resultante se sigue rechazando no estacionariedad (SF=3.62) y ningún parámetro cambia significativamente. El modelo M2/B.1 parece adecuado para  $\ln(M2/B)$ , a pesar de que en este modelo la situación de estimación de los coeficientes del componente de tendencia determinista lineal no resulta bien definida.

Puesto que los impulsos (en nivel) en 70 y 71 resultan influyentes, en conjunto, en la decisión del orden de integración de  $\ln M2$ , cabe preguntarse si también influyen en la decisión de diferenciación de  $\ln(M2/B)$ . Por esta razón, se ensaya suprimiendo de M2/B.1 los impulsos compensados en 70 y 71. En el modelo resultante también se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=5.43), de modo que los impulsos (en nivel) en 70 y 71 no influyen, en conjunto, en la decisión de diferenciación de  $\ln(M2/B)$ .

El resultado  $\nabla \ln(M2/B) \sim I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal implica

que  $\ln M2$  y  $\ln B$  operan en una relación  $CI(2,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$ .

#### 4.2.5 Ratio de Monetización del Pasivo Total del Estado ( $B/S$ )

La serie  $\ln(BI/S)$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2 \ln(B/S)_t - .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ), donde  $.0016$  es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln B$  en el modelo de  $\ln B$ ,

B.2. Se denota  $\ln(BI/S)I$  a la serie  $\ln(BI/S)$  extraídos los términos  $S75$ ,  $S76$  y  $S83$  estimados en el modelo inicial  $B1/S.1$ , que se incluyen por compatibilidad.

Las series  $\ln(BI/S)I$  y  $\nabla \ln(BI/S)I$  deambulan y sus *acf* presentan configuraciones indicativas de no estacionariedad. La serie  $\nabla^2 \ln(BI/S)I$  parece estacionaria, por lo que se especifica inicialmente un modelo para esta transformación, potencialmente sobrediferenciada.

En las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln(BI/S)I$  se identifica la configuración de un  $AR(2)$  con raíces imaginarias, por lo que se estima el modelo  $ARI(2,2)$  con  $\mu$ ,  $S75$ ,  $S76$  y  $S83$  para  $\ln(B/S)$ . Los instrumentos de diagnóstico del modelo resultante no indican mala especificación. En este modelo no se rechaza  $H_0 : \mu = 0$ . El valor del estadístico de contraste, que se distribuye bajo  $H_0$  como una  $t$  de Student con 33 grados de libertad ( $t_{33}$ ), es  $.84$  y los valores críticos de una  $t_{33}$  al 90% y 95% de confianza son  $1.31$  y  $1.70$  respectivamente. Se suprime  $\mu$  del modelo, obteniéndose el modelo  $B/S.1$ . El que el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln(B/S)$  no difiera significativamente de cero puede ser debido a que la varianza de  $\nabla^2 \ln S$  es cuatro veces mayor que la de  $\nabla^2 \ln B$  y  $\nabla^2 \ln S \sim I(0)$  con  $\mu$  cero.

Los instrumentos de diagnóstico de  $B/S.1$  no indican mala especificación. El valor de  $r_6$  es un poco grande, pero se explica en gran parte por la contribución del par de residuos 93-99. Se incorpora a  $B/S.1$  un  $MA(1)$  de sobreajuste. El parámetro del  $MA(1)$  se estima no

significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=5.08). La misma conclusión ( $\ln(B/S) \sim I(2)$ ) se obtiene con SF en el ARI(3,1) con  $\mu$  y con S75, S76 y S83 estimado para  $\ln(B/S)$  (SF=.02).

Se ha comprobado que S75, S76 y S83, incluidos por compatibilidad, no influyen por separado, de dos en dos, ni los tres a la vez, en la decisión acerca del orden de integración de  $\ln(B/S)$ . El resultado  $\ln(B/S) \sim I(2)$  implica que  $\ln B$  y  $\ln S$  no operan en una relación CI(2,1) con coeficientes (1,-1).

### 4.3 Conclusiones

Los análisis univariantes de las series anuales (59-99) de las variables absolutas, presentados en la Sección 4.1, revelan que las variables absolutas reales,  $Q$  (en logaritmo),  $r$  e  $i$  siguen procesos I(1), mientras que las variables absolutas nominales en ( $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ ) en logaritmo siguen procesos I(2).

La serie  $\nabla r$  parece seguir un proceso I(0) con  $\mu$  cero y estructura AR(2) con raíces imaginarias.

La serie  $\nabla i$  parece seguir un proceso de ruido blanco. Se trata de una serie bastante accidentada. Presenta incidentes anómalos de tipo +S80, +S81, -I83, -S85 y -S86, detrás de los cuales no se detecta estructura ARMA.

La serie  $\nabla \ln Q$  sigue un proceso I(0) con  $\mu$  positivo. Cuando no se incorporan términos de intervención, los modelos IMA(1,1) con  $\mu$  y ARI(2,1) con  $\mu$  parecen adecuados para  $\ln Q$ . La serie  $\ln Q$  presenta -S74 y -S75, que pueden reflejar la respuesta de  $\ln Q$  a la llamada “primera crisis del petróleo” y -S82. El S82 no resulta influyente en la decisión de diferenciación de  $\ln Q$ , ni en los parámetros ARMA de sus modelos. Los escalones en 74 y 75, en conjunto, no influyen en la decisión de diferenciación de  $\ln Q$  ni en los parámetros del

IMA(1,1) con  $\mu$ , pero sí influyen en los parámetros del ARI(2,1) con  $\mu$ .

La serie  $\nabla^2 \ln B$  sigue un proceso I(0) de la forma MA(2) con  $\mu$  positivo. No se suprime el parámetro  $\mu$ , a pesar de que mantenerlo equivale a aceptar que  $\ln B$  presenta un componente de tendencia determinista cuadrática,  $\eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 t^2$ , con el fin de tener un modelo estadísticamente adecuado que pueda emplearse en la búsqueda de relaciones. Por supuesto, no se emplea este modelo en operaciones de previsión.

Los análisis univariantes de  $\ln(Y/P)$  ( $\equiv \ln Q$ ),  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/S)$ , presentados en este capítulo, y de los ratios  $\ln(B/P)$ ,  $\ln(S/P)$ ,  $\ln(Y/S)$  y  $\ln(M2/S)$ , cuyos análisis no se presentan, revelan que los ratios que no contienen  $S$  siguen procesos I(1), mientras que los que contienen  $S$  siguen procesos I(2). Esto implica que  $\ln S$  no opera en relaciones de cointegración bivariantes CI(2,1), con vector (1,-1), con  $\ln P$ ,  $\ln Y$ ,  $\ln M2$ , ni con  $\ln B$ , mientras que cada una de estas cuatro variables sí opera en este tipo de relaciones de equilibrio estadístico a largo plazo con las otras tres.

En el Capítulo 5 se presentan los análisis univariantes de las series trimestrales en la muestra I/85-IV/99 de las variables absolutas y variables ratio cuyos datos anuales (59-99) se analizan en este capítulo.

---

## APÉNDICE T.4: Tablas de Modelos Univariantes

---

En la Tabla 4.1 se presentan, para las primeras y segundas diferencias de las variables absolutas (en logaritmo excepto en los casos de  $r$  e  $i$ ) y de las variables ratio (en logaritmo), los estadísticos elementales: media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) y desviación típica de los datos,  $\hat{\sigma}_w$ . También se presenta el estadístico Q de Ljung y Box (1978) con siete grados de libertad y, para la primera diferencia, una clave que denota si el gráfico de la serie parece estacionario (E), deambula (D) o si se tienen dudas acerca de su estacionariedad (?). En la última columna se indican la estructura ARMA y los hechos anómalos que se observan para cada variable.

La Tabla 4.2 tiene una estructura semejante a la Tabla 4.1. En ella se presenta la información referida a las variables ratio una vez extraídos los términos deterministas presentes en los modelos univariantes de las variables que los componen. En la última columna de esta tabla se especifican los términos deterministas que han sido extraídos de las variables ratio.

En la Tabla 4.3 se presentan los modelos univariantes de las variables absolutas. Todos ellos están expresados para los niveles de las variables originales en logaritmo. La tabla incluye, para cada modelo, la siguiente información: (1) nombre, (2) número de diferencias regulares,  $d$ , (3) parámetro  $\mu$  estimado,  $\hat{\mu}$ , (4) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (impulso, I, o escalón, S), valor estimado del coeficiente y, en su caso, de la ganancia a largo plazo,  $\hat{g}$ , (5) estimaciones de los parámetros del componente de tendencia determinista lineal,  $\hat{\eta}_0$  y  $\hat{\eta}_1$ , (6) estimaciones de los parámetros ARMA ( $\hat{\phi}_{11}$ ,  $\hat{\phi}_{21}$ ,  $\hat{\phi}_{22}$ ,  $\hat{\theta}_{11}$  y  $\hat{\theta}_{21}$ ), del periodo ( $per$ ) en años y del factor de amortiguamiento

( $\hat{f}_a$ ) de los AR(2) con raíces imaginarias y (7) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ . Los operadores AR y MA se presentan factorizados. Todos los parámetros estimados, excepto  $\hat{\sigma}_a$ , van acompañados por su desviación típica estimada entre paréntesis.

En la Tabla 4.5 se presentan los modelos univariantes de las variables ratio. Esta tabla incluye, para cada modelo, la siguiente información: (1) nombre, (2) variable transformada en la que está expresada el modelo, (3) número de diferencias regulares,  $d$ , (4) parámetro  $\mu$  estimado,  $\hat{\mu}$ , (5) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (escalón, S, impulso, I, o impulso compensado, IC), valor estimado del coeficiente  $\gamma$ , en su caso, de la ganancia a largo plazo,  $\hat{g}$ , (6) estimaciones de los parámetros del componente de tendencia determinista lineal,  $\hat{\eta}_0$  y  $\hat{\eta}_1$ , (7) estimaciones de los parámetros ARMA y (8) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ .

La forma general de los modelos presentados en la Tabla 4.3 se escribe:

$$z_t \equiv \sum_i (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \omega_3 B^3) \xi_t^i + \eta_0 + \eta_1 t + N_t$$

$$(1 - \phi_{11} B)(1 - \phi_{21} B - \phi_{22} B^2)(\nabla^d N_t - \mu) = (1 - \theta_{11} B)(1 - \theta_{21} B) a_t \quad (1)$$

con  $\phi_{21}^2 + 4\phi_{22} < 0$ .

Los modelos presentados en la Tabla 4.5 tienen la misma forma, pero en estos modelos  $z_t$  corresponde a la transformación de la serie original que se indica en la segunda columna de la tabla.

La Tabla 4.4 contiene los siguientes instrumentos de diagnóstico para los modelos univariantes de las variables absolutas: (1) media de los residuos,  $\bar{a}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_a$ ), (2) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con los grados de libertad entre paréntesis y (3) fecha y valor tipificado de residuos con valor absoluto igual o

mayor que dos desviaciones típicas residuales. La Tabla 4.6 presenta estos instrumentos de diagnosis para los modelos univariantes de las variables ratio.

En las Tablas 4.3-4.6 los modelos se presentan en el mismo orden en que se mencionan en el capítulo.

Todos los modelos se denotan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que designa el modelo.

**Tabla 4.1:** Estadísticos de resumen de las variables

Variable	$\nabla$ Variable				$\nabla^2$ Variable			Estructura ARMA y hechos anómalos que se observan
	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	CLAVE	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	
<b>r</b>	.04(.28)	1.78	11.8	E	-.01(.36)	2.24	13.7	+I73, +I74, +I81, AR(2) en d=1
<b>i</b>	.03(.15)	.93	7.5	E	.01(.20)	1.22	24.2	
<b>lnP<sup>1</sup></b>	3.91(.37)	2.34	85.4	D	.00(.18)	1.10	10.5	+S74, +S75, +S79, +S80 y +S81, AR(3) en d=1
<b>lnQ</b>	3.35(.33)	2.06	5.8	E	.04(.42)	2.59	7.6	-S74, -S75, -S82
<b>lnY</b>	7.26(.37)	2.37	38.4	D	.04(.37)	2.34	9.3	AR(3) en d=1
<b>lnM2</b>	6.85(.44)	2.78	50.0	D	.09(.35)	2.16	10.9	
<b>lnB</b>	6.47(.36)	2.26	35.7	D	.23(.25)	1.54	9.5	MA(2) en d=2
<b>lnS</b>	6.73(.84)	5.31	72.0	D	-.06(.49)	3.04	11.9	+S75, +S76, +S83

Claves: E: Estacionario

D: Deambula

?: Dudas acerca de estacionariedad

1. Véase Capítulo 3.

**Tabla 4.1 (cont.):** Estadísticos de resumen de las variables

Variable	$\nabla$ Variable				$\nabla^2$ Variable			Estructura ARMA y hechos anómalos que se observan
	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	CLAVE	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	
<b>ln(M2/P)</b>	2.94(.46)	2.90	15.3	D	.09(.45)	2.81	14.5	
<b>ln(Y/M2)</b>	.41(.37)	2.35	8.7	?	-.05(.46)	2.85	11.0	MA(1) con parámetro negativo en d=1
<b>ln(Y/B)</b>	.79(.43)	2.73	33.1	D	-.19(.43)	2.67	6.3	MA(2) en d=2
<b>ln(M2/B)</b>	.38(.55)	3.46	45.8	D	-.14(.41)	2.54	15.3	
<b>ln(B/S)</b>	-0.26(.71)	4.50	38.5	D	.29(.51)	3.18	10.8	-S75, -S76 (proceden de lnS ), AR(3) en d=1

**Tabla 4.2:** Estadísticos de resumen de las variables ratio extraídos los términos deterministas presentes en los modelos de las variables absolutas que los componen

Variable	$\nabla$ Variable				$\nabla^2$ Variable			Términos deterministas extraídos de las variables ratio
	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	CLAVE	$\bar{w} (\hat{\sigma}_{\bar{w}})$ % (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(7)	
<b>ln(M2/P)1</b>	3.45(.37)	2.31	37.6	?	.09(.29)	1.80	4.2	I70 e I71 procedentes de lnM2 y S74, S75, S79, S80 y S81 procedentes de lnP
<b>ln(Y/M2)1</b>	.41(.36)	2.29	6.5	E	-.05(.44)	2.75	8.9	I70, I71 presentes en el modelo univariante de lnM2
<b>ln(Y/B1)</b>	3.83(.33)	2.11	3.5	?	-.04(.43)	2.67	6.3	ln(Y/B1) se obtiene integrando dos veces la serie $\nabla^2 \ln(Y/B)_t + .0016$ (t = 61, ..., 99), donde .0016 es el valor estimado de $\mu$ para $\nabla^2 \ln B$ en el modelo de lnB, B.2.
<b>ln(M2/B1)1</b>	3.42(.40)	2.50	20.2	?	.01(.36)	2.25	11.4	ln(M2/B1)1 corresponde a la serie ln(M2/B1), calculada de la misma forma que ln(Y/B1), extraídos I70 e I71 procedentes de lnM2
<b>ln(B1/S)1</b>	-2.78(.72)	4.56	98.8	D	.13(.37)	2.34	9.7	ln(B1/S)1 corresponde a la serie ln(B1/S), calculada de forma equivalente a ln(Y/B1), extraídos S75, S76 y S83 procedentes de lnS

Claves: E: Estacionario

D: Deambula

?: Dudas acerca de estacionariedad

**Tabla 4.3\***: Modelos univariantes de las variables absolutas

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención				Tendencia Determinista Lineal		AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(2) con Raíces Reales		$\hat{\sigma}_a$ %	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_3$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_3}$ ) [%] [%]		$\hat{\eta}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_0}$ )	$\hat{\eta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_1}$ )	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )		$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )
r.1	1										.31 (.14)	-.42 (.14)	.65 (.11)	4.7 (.4)			1.56
i.1 <sup>1</sup>	1		80	S	1.8 (.4)	-2.2 (.4)											.65
					$\hat{g} = 4.0(.3)$												
			85	S	-1.6 (.4)	2.7 (.2)											
					$\hat{g} = -4.3(.4)$												
i.2	1		80	S	1.8 (.4)	-2.2 (.4)											.56
					$\hat{g} = 4.0(.4)$												
			83	I	-1.4 (.4)												
			85	S	-1.6 (.4)	2.7 (.2)											
					$\hat{g} = -4.3(.4)$												
Q.1	1	3.3 (.3)									.27 (.15)	-.21 (.15)	.46 (.16)	4.9 (.7)			1.96

\* El parámetro  $\lambda$  de la transformación Box y Cox (1964) es cero excepto en los modelos de  $r$  e  $i$ , que es uno, porque para estas dos variables la transformación logarítmica está incluida en su definición.

1:  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_0^{S80}, \hat{\omega}_0^{S85}) = -.72$ ,  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_1^{S80}, \hat{\omega}_0^{S85}) = -.71$

**Tabla 4.3 (cont.):** Modelos univariantes de las variables absolutas

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] (%)	Términos de Intervención				Tendencia Determinista Lineal		AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(2) con Raíces Reales		$\hat{\sigma}_a$ %					
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] (%)	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] (%)	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] (%)	$\hat{\omega}_3$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_3}$ ) [%] (%)	$\hat{\eta}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_0}$ )	$\hat{\eta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_1}$ )	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )	$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )		$\hat{\theta}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{11}}$ )	$\hat{\theta}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{21}}$ )			
Q.2	1	3.3 (.4)																			
Q.3	1	3.7 (.4)	74	S	-5.2 (1.6)	4.9 (1.5)															1.53
					$\hat{g} = -10.1(2.7)$						.37 (.15)										
Q.4	1	3.7 (.3)	74	S	-4.8 (1.5)	4.7 (1.5)															1.52
					$\hat{g} = -9.5(2.5)$																
Q.5 <sup>2</sup>	0								7.80 (.02)	.032 (.001)	.55 (.17)	.55 (.17)									1.86
Q.6 <sup>3</sup>	0		74	S	-4.9 (1.6)	4.6 (1.6)															1.44
					$\hat{g} = -9.5(2.7)$					7.75 (.03)	.037 (.002)	.64 (.35)	.64 (.34)								
			82	S	-5.6 (1.4)																

2:  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = -.70$  y  $\hat{\rho}(\hat{\eta}_0, \hat{\eta}_1) = -.83$

3:  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = -.92$



**Tabla 4.3 (cont.):** Modelos univariantes de las variables absolutas

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención				Tendencia Determinista Lineal		AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(2) con Raíces Reales		$\hat{\sigma}_a$ %	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_3$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_3}$ ) [%] [%]		$\hat{\eta}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_0}$ )	$\hat{\eta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_1}$ )	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )		$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )
S.2	2		75	S	9.4 (1.6)	-12.5 (2.0)	-5.4 (2.0)	-4.1 (1.6)									1.90
					$\hat{g} = 31.4(5.7)$												
			83	S	5.1 (1.3)												
S.3 <sup>4</sup>	2		75	S	9.8 (1.6)	-12.8 (2.1)	-5.6 (2.1)	-4.2 (1.6)									1.84
					$\hat{g} = 32.4(6.2)$												
			83	S	4.8 (1.1)												
S.4	2		75	S	8.2 (1.6)	-8.9 (1.6)											2.00
					$\hat{g} = 17.1(2.9)$												
			83	S	4.8 (1.2)												

4:  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_0^{S75}, \hat{\omega}_1^{S75}) = -.72$ ,  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_1^{S75}, \hat{\omega}_2^{S75}) = .75$  y  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_2^{S75}, \hat{\omega}_3^{S75}) = .73$

**Tabla 4.4:** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las variables absolutas

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) $\left[ \begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
r.1	.05 (.25)	6.5 (5)	75 81	-2.0 2.1	82 85	-2.4 -2.2
i.1	.04 (.10)	4.3 (7)	83	-2.7		
i.2	.04 (.09)	3.2 (7)	71	-2.1		
Q.1	-.00 (.31)	2.5 (5)	74 82	-2.1 -3.0		
Q.2	-.00 (.27)	1.8 (5)	74	-2.5		
Q.3	.02 (.24)	3.6 (6)	70 80	-2.2 -2.5	84 91	2.0 -2.3
Q.4	.00 (.24)	3.9 (6)	80 84	-2.3 2.0	91	-2.3
Q.5	.11 (.29)	2.0 (5)	82	-2.7		
Q.6	.07 (.22)	1.6 (5)	70 80	-2.1 -2.0	84 91	2.3 -2.2
Y.1	.14 (.30)	1.5 (4)	82	-3.1		
Y.2	.14 (.26)	2.3 (4)	91	-2.1		
Y.3	.07 (.32)	2.0 (5)	82	-3.4		
Y.4	.07 (.32)	2.0 (6)	82	-3.4		
M2.1	.09 (.28)	2.2 (7)	74 78	-2.1 -2.2	84	-2.2
B.1	.33 (.23)	6.4 (5)	81 96	-2.1 -2.6	99	2.0
B.2	.05 (.23)	6.1 (5)	81 96	-2.1 -2.8		
S.1	-.06 (.36)	2.4 (7)	68 83	2.3 3.0		

**Tabla 4.4 (cont.):** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las variables absolutas

<b>MODELO</b>	$\bar{a}$ $(\hat{\sigma}_{\bar{a}})$ $\left[ \begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	<b>Q(k)</b>	<b>Residuos Extremos</b>	
<b>S.2</b>	-0.06 (.30)	3.7 (7)	68 71	2.7 2.1
<b>S.3</b>	-0.05 (.29)	2.5 (6)	68 71	2.9 2.6
<b>S.4</b>	-0.05 (.32)	3.4 (6)	68 71	2.6 2.4



**Tabla 4.5 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

Modelo	Variable	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención			Tendencia Determinista Lineal		AR(1)	AR(2) con r.i.					MA(2) con Raíces Reales		$\hat{\sigma}_a$ %
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]		$\hat{\eta}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\eta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}er$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}er}$ )	
Y/M2.1	ln(Y/M2)	2		70	I	2.5 (1.5)	-1.2 (1.5)										2.75
Y/M2.2	ln(Y/M2)	1		70	I	1.6 (1.2)									-40 (.17)		2.19
Y/M2.3	ln(Y/M2)	1		70	I	1.9 (1.3)			.30 (.15)								2.22
Y/B.1	ln(Y/B)	2	-15 (.04)												1.00 (.07)	-30 (.16)	2.07
Y/B.2 <sup>1</sup>	$\nabla$ ln(Y/B)	0						3.7 (.8)	-15 (.04)						-28 (.13)		2.04
Y/B.3 <sup>2</sup>	$\nabla$ ln(Y/B)	0		81	I	6.0 (1.6)			3.7 (.8)	-15 (.04)					-46 (.13)		1.78
M2/B1.1	ln(M2/B1)	2		70	I	-4.0 (1.2)	2.3 (1.2)										2.25

1:  $\hat{\rho}(\hat{\eta}_0, \hat{\eta}_1) = -.81$

2:  $\hat{\rho}(\hat{\eta}_0, \hat{\eta}_1) = -.85$

**Tabla 4.5 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

Modelo	Variable	d	$\hat{\mu}$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$	Términos de Intervención			Tendencia Determinista Lineal		AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(2) con Raíces Reales		$\hat{\sigma}_a$ %				
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$	$\hat{\omega}_1$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$	$\hat{\omega}_2$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$		$\hat{\eta}_0$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_0}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$	$\hat{\eta}_1$ $\left[ \begin{smallmatrix} (\hat{\sigma}_{\hat{\eta}_1}) \\ (\%) \end{smallmatrix} \right]$	$\hat{\phi}_{11}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}} \right)$	$\hat{\phi}_{21}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}} \right)$	$\hat{\phi}_{22}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}} \right)$	$\hat{f}\hat{a}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}} \right)$		$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}} \right)$	$\hat{\theta}_{11}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{11}} \right)$	$\hat{\theta}_{21}$ $\left( \hat{\sigma}_{\hat{\theta}_{21}} \right)$	
<b>M2/B.1</b> <sup>3</sup>	$\nabla \ln(M2/B)$	0		70	IC	-3.6 (1.3)	2.0 (1.3)		4.1 (1.3)	-19 (.06)	.43 (.18)							-28 (.17)		1.93
<b>B1/S.1</b>	$\ln(BI/S)$	2		75	S	-8.9 (1.9)	9.2 (1.9)													2.34
						$\hat{g} = -18.1(3.3)$														
<b>B/S.1</b> <sup>4</sup>	$\ln(B/S)$	2		83	S	-2.7 (1.6)														2.10
				75	S	-9.3 (1.7)	8.6 (1.7)						.34 (.15)	-40 (.15)	.64 (.12)	4.8 (.5)				

3:  $\hat{\rho}(\hat{\eta}_0, \hat{\eta}_1) = .85$  y  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_0, \hat{\omega}_1) = .75$

4:  $\hat{\rho}(\hat{\omega}_0^{S75}, \hat{\omega}_1^{S75}) = -.75$

**Tabla 4.6:** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ )	$\left[ \begin{array}{c} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
<b>M2/P.1</b>	.09 (.29)		4.2 (7)	78 83	-2.5 2.7	84 -2.1
<b>M2/P.2</b>	.04 (.26)		4.9 (6)	78 83	-2.3 2.8	
<b>Y/M2.1</b>	-.05 (.44)		8.9 (7)	82 84	-2.7 2.4	
<b>Y/M2.2</b>	.28 (.34)		3.8 (6)	82	-2.8	
<b>Y/M2.3</b>	.27 (.35)		4.7 (6)	82	-2.6	
<b>Y/B.1</b>	-.00 (.33)		1.0 (5)	81 91	2.5 -2.2	
<b>Y/B.2</b>	-.00 (.32)		1.0 (6)	81 91	2.5 -2.2	96 2.0
<b>Y/B.3</b>	-.01 (.28)		3.7 (6)	91 93	-2.2 -2.2	96 2.4
<b>M2/B1.1</b>	.01 (.36)		11.4 (7)	75 78	2.2 -2.1	96 2.6
<b>M2/B.1</b>	.02 (.30)		7.8 (5)	93 96	-2.3 2.4	
<b>B1/S.1</b>	.13 (.37)		9.7 (7)	81	-2.3	
<b>B/S.1</b>	.27 (.33)		5.0 (5)	93 99	2.3 2.2	

---

## APÉNDICE G.4: Instrumentos de Identificación y Diagnósis

---

Este apéndice contiene los instrumentos empleados en la especificación inicial y diagnóstico de los modelos que se presentan en el Capítulo 4.

Para las variables absolutas, con excepción de  $r$  e  $i$ , se incluyen los siguientes instrumentos de especificación: (1) gráficos tipificados de media-desviación típica de la serie original,  $Y$ , y de  $\ln Y$ , (2) gráficos de datos tipificados de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y, en el caso de que el gráfico de  $\nabla \ln Y$  no parezca claramente estacionario, de  $\nabla^2 \ln Y$  y (3) gráficos de  $acf/pacf$  de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y, en su caso, de  $\nabla^2 \ln Y$ . Para  $r$  e  $i$  se presentan los gráficos de datos tipificados y de  $acf/pacf$  de las series en nivel y en primeras diferencias.

Las líneas horizontales discontinuas de los gráficos de  $acf/pacf$  están dibujadas a una altura de  $\pm 2/\sqrt{N}$ , donde  $N$  es el número de observaciones de la serie. En los gráficos de datos, el eje horizontal aparece dividido con líneas verticales cada cinco años.

Al pie de los gráficos de datos aparece la media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) entre paréntesis, y la desviación típica muestral,  $\hat{\sigma}_w$ , donde  $w$  representa, en cada caso, la serie que se indica en la cabecera del gráfico. Debajo de la  $acf$  de cada serie se presenta el estadístico  $Q$  de Ljung y Box (1978) con el número de grados de libertad entre paréntesis.

Para todos los ratios (en logaritmo) se presentan los gráficos de datos tipificados y de  $acf/pacf$  del nivel y de sus primeras y segundas diferencias. Además, se incluyen los gráficos que se indican a continuación.

Se presentan gráficos de datos tipificados y de  $acf/pacf$  del nivel y de las primeras y segundas diferencias de los ratios  $\ln(M2/P)$  y  $\ln(Y/M2)$  una vez extraídos los términos de intervención estimados en los modelos iniciales  $M2/P.1$ ,  $Y/M2.1$  (series  $\ln(M2/P)I$  y

$\ln(Y/M2)I$ ). Los modelos anteriores contienen los términos de intervención presentes en los modelos univariantes de las variables absolutas que componen cada ratio, que se incluyen por compatibilidad.

Se presentan gráficos de datos tipificados y de *acf/pacf* de las series  $\ln(Y/B)I$ ,  $\nabla\ln(Y/B)I$  y  $\nabla^2\ln(Y/B)I$ . La serie  $\ln(Y/B)I$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2\ln(Y/B)_t + .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ), donde .0016 es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2\ln B$  en el modelo de  $\ln B$  (modelo B.2).

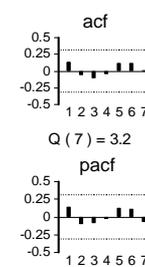
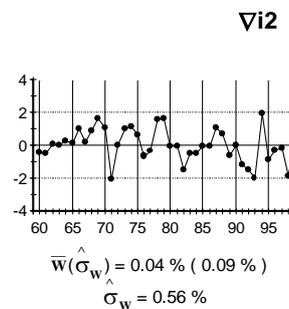
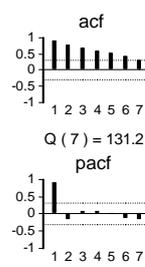
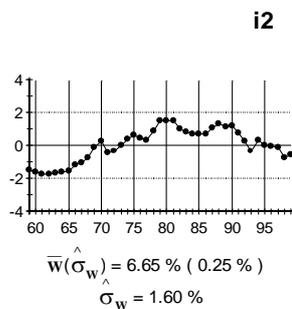
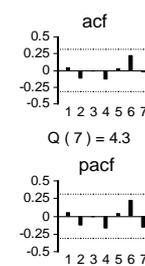
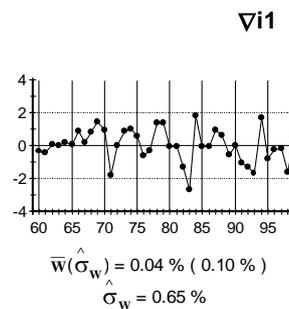
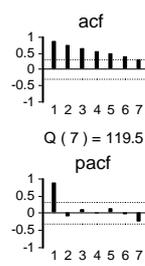
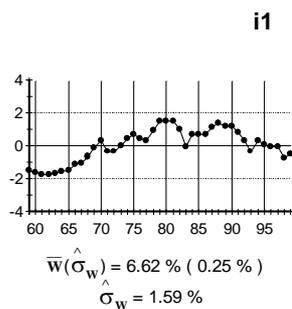
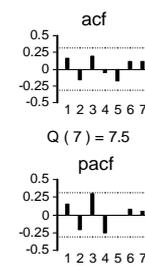
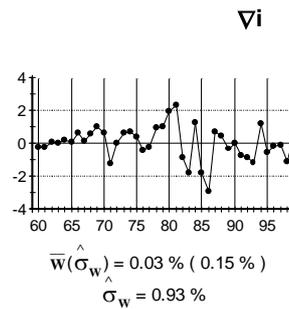
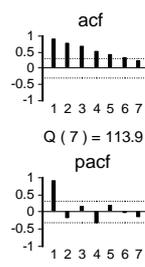
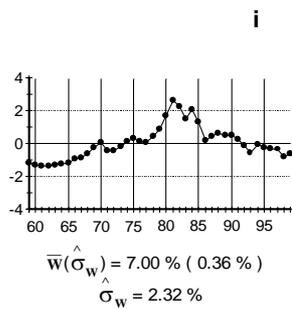
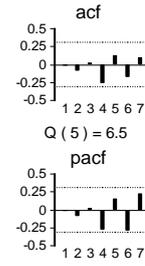
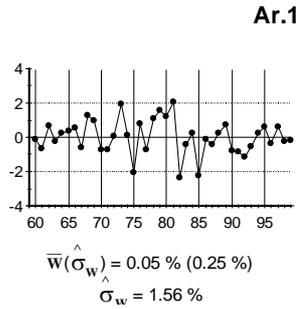
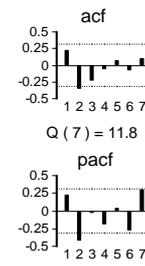
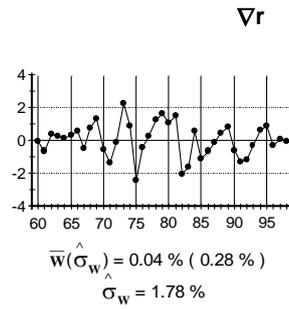
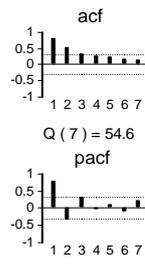
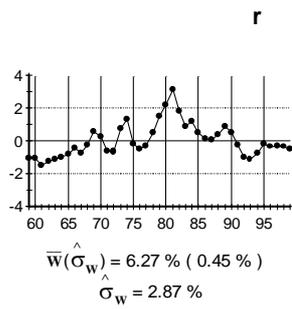
La serie  $\ln(M2/B)I$  se obtiene de la misma forma que  $\ln(Y/B)I$ , y la serie  $\ln(BI/S)I$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2\ln(B/S)_t - .0016$  ( $t = 61, \dots, 99$ ). En este apéndice se presentan los gráficos correspondientes a las series  $\ln(M2/B)I$  y  $\ln(BI/S)I$  una vez extraídos los términos de intervención estimados en los modelos iniciales M2/B1.1 y B1/S.1, que se denotan  $\ln(M2/B)I$  y  $\ln(BI/S)I$ .

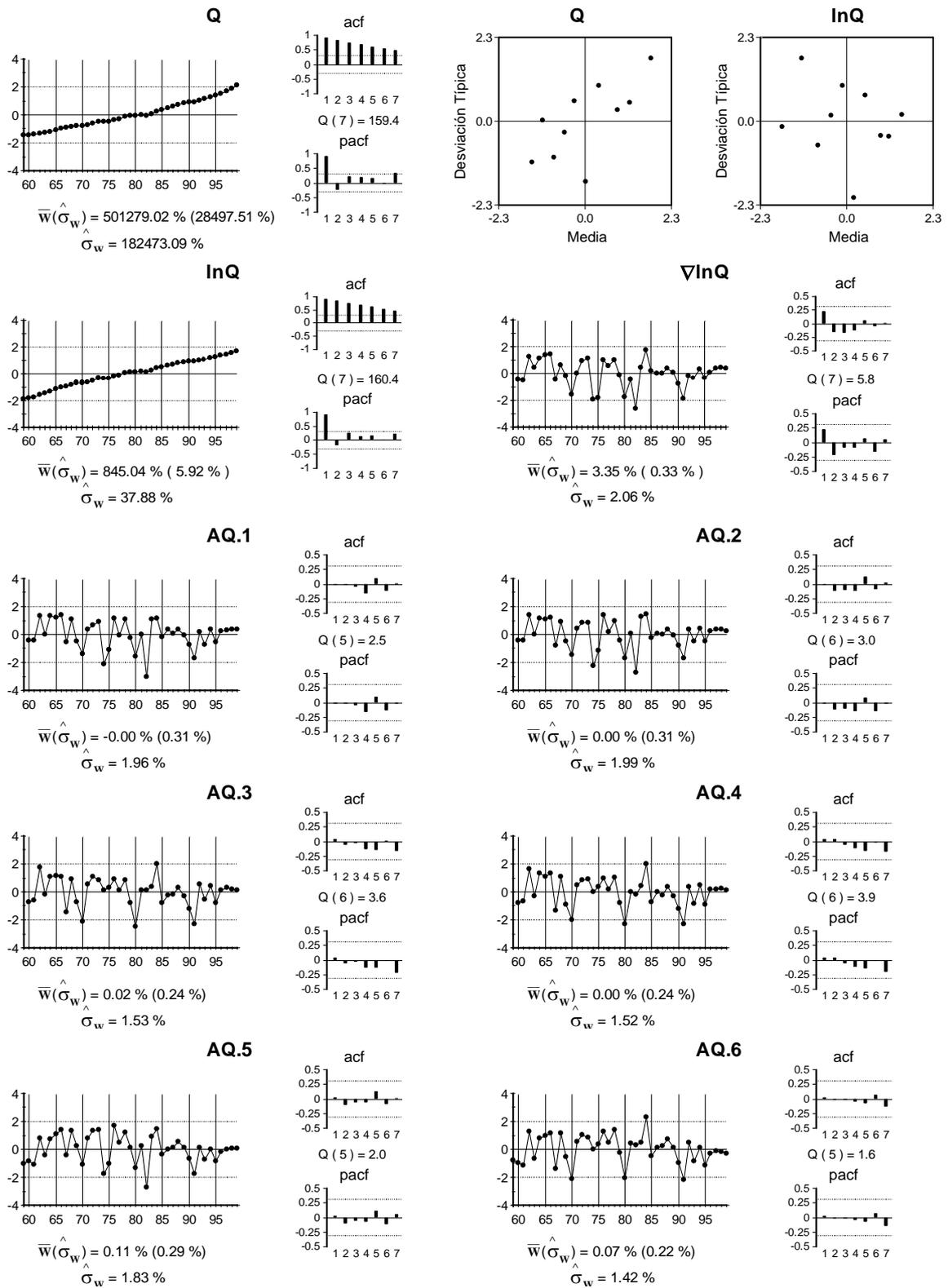
Para todos los modelos se presentan los siguientes instrumentos de diagnóstico:

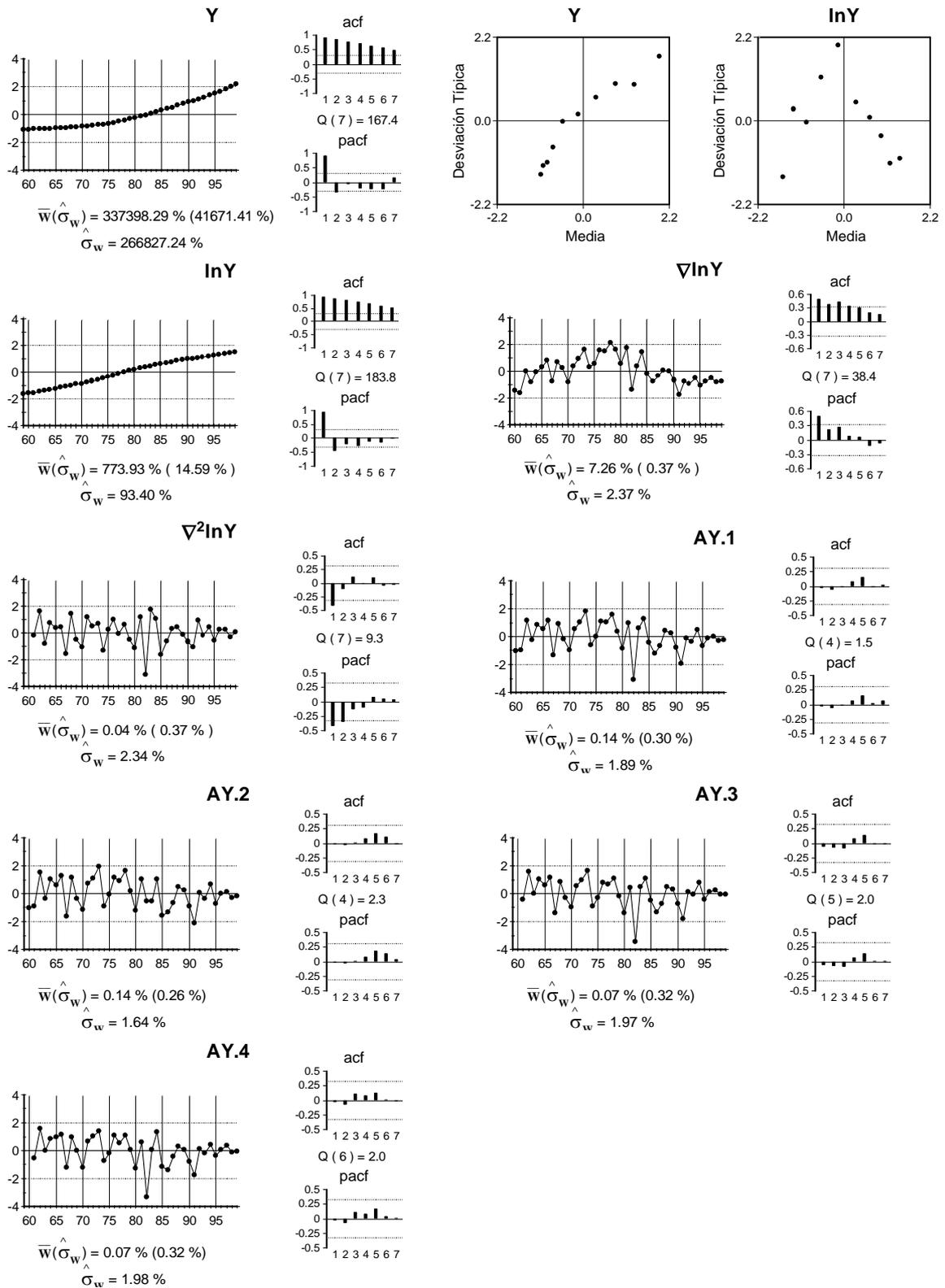
(1) gráfico temporal de residuos tipificado, (2) gráficos de *acf/pacf* residuales, (3) media muestral de los residuos con su desviación típica estimada entre paréntesis y desviación típica residual, al pie del gráfico temporal de residuos y (4) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con el número de grados de libertad entre paréntesis, debajo del gráfico de *acf* residual.

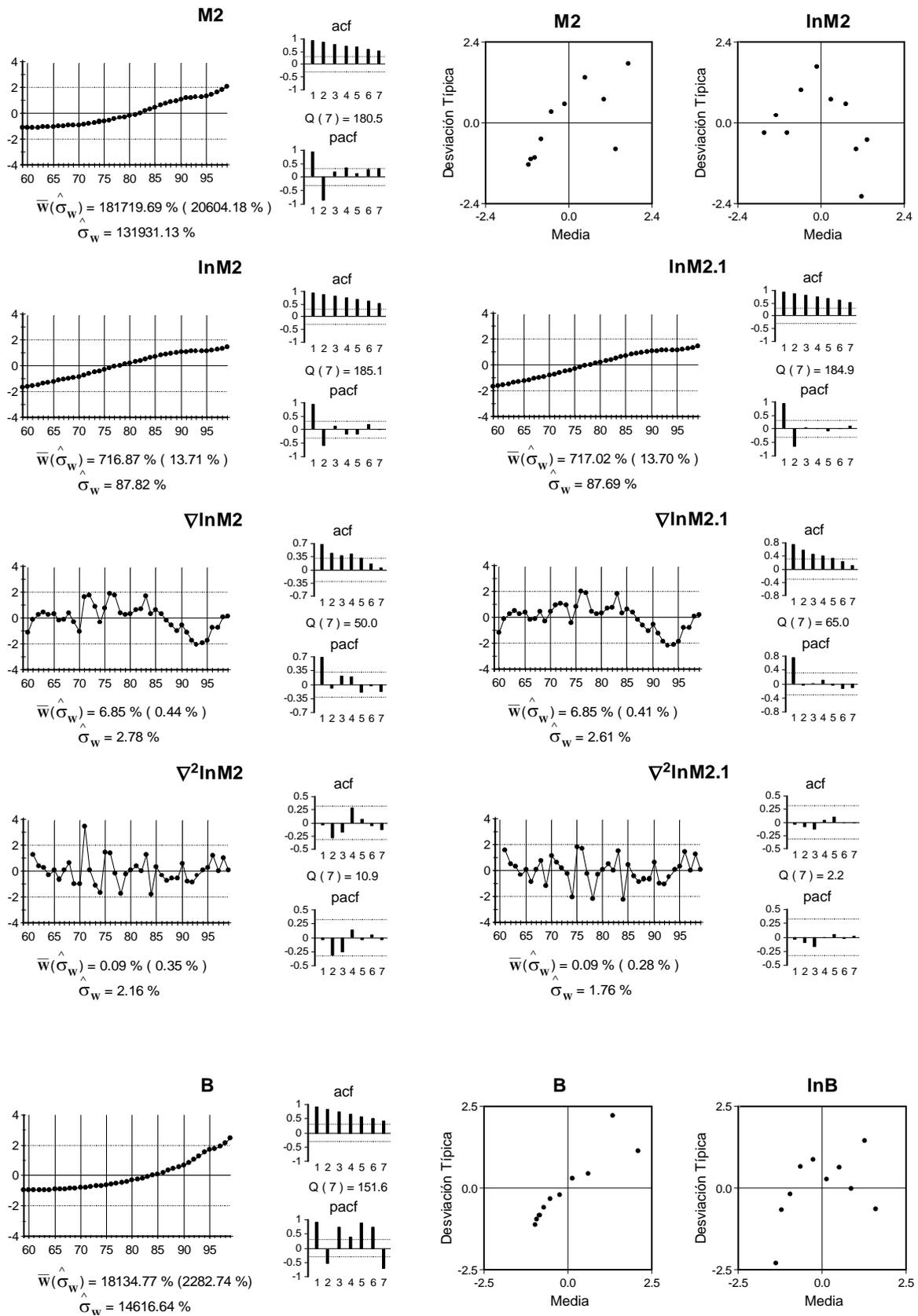
Las series residuales de los modelos se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo, con algunas excepciones. Las series  $\nabla iI$ ,  $\nabla i2$ ,  $\nabla^2\ln M2.I$  y  $\nabla^2\ln S.I$  corresponden a los residuos de los modelos i.1, i.2, M2.1 y S.2 respectivamente. Las series  $\nabla^2\ln(M2/P)I$ ,  $\nabla^2\ln(Y/M2)I$ ,  $\nabla^2\ln(M2/B)I$  y  $\nabla^2\ln(BI/S)I$  son las series de residuos de los modelos

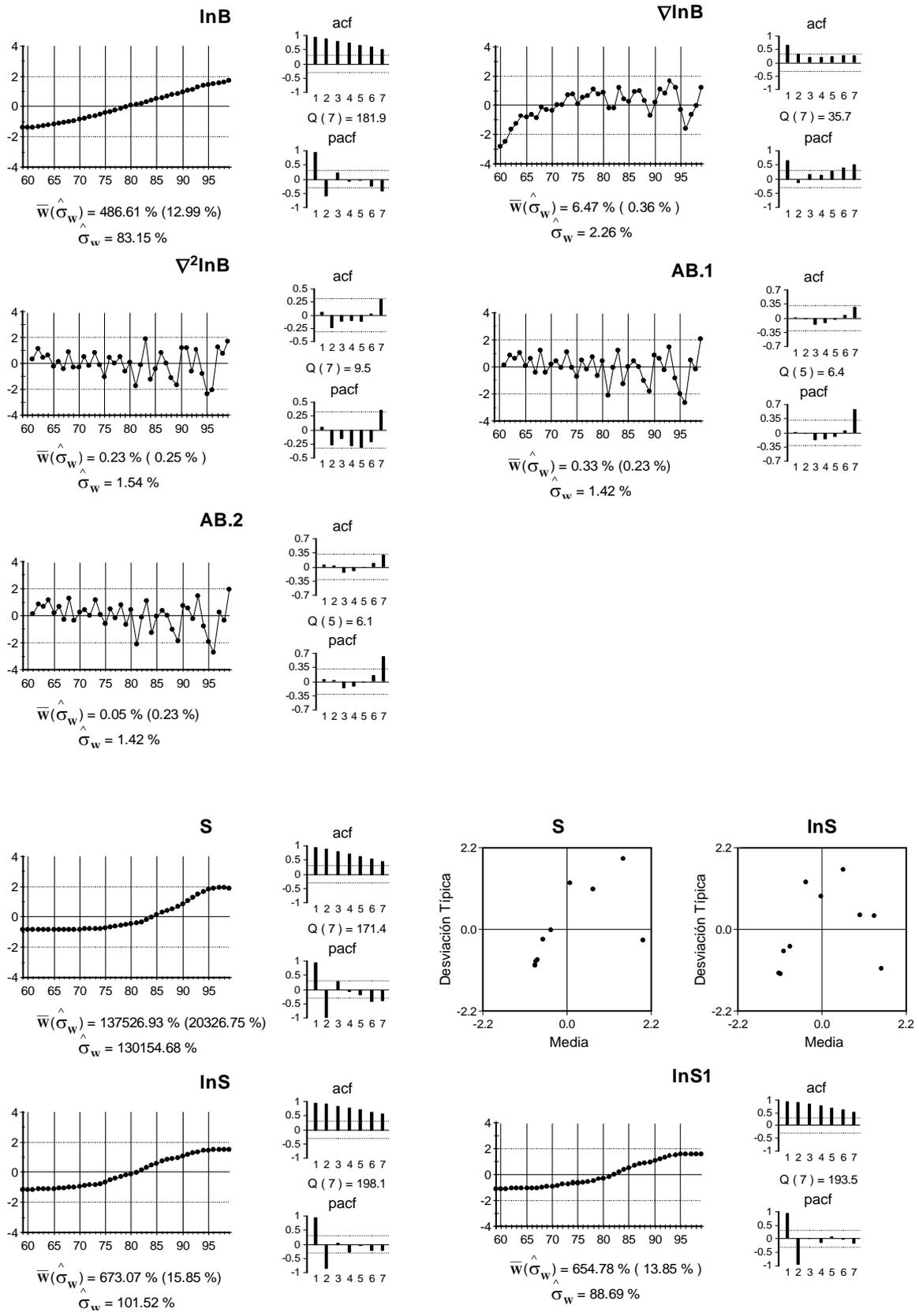
iniciales de los ratios M2/P.1, Y/M2.1, M2/B1.1 y B1/S.1. En todos estos casos se utiliza una notación diferente para las series residuales.

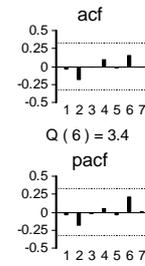
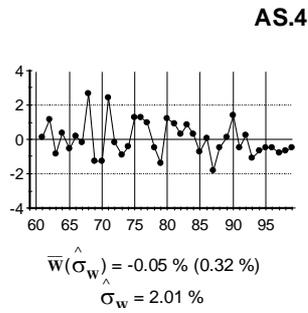
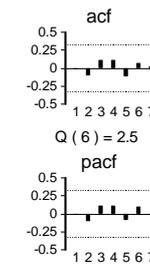
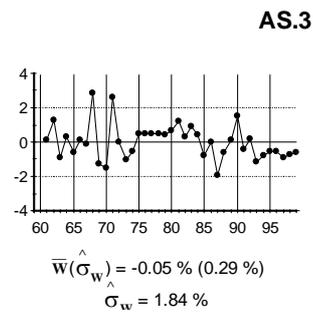
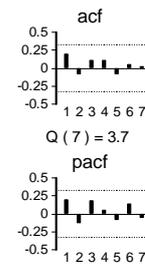
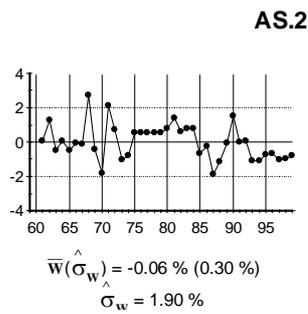
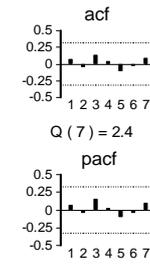
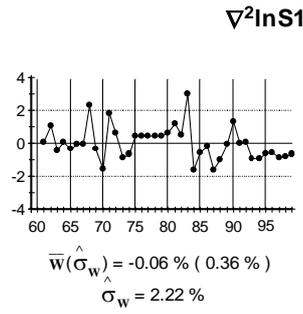
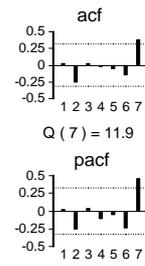
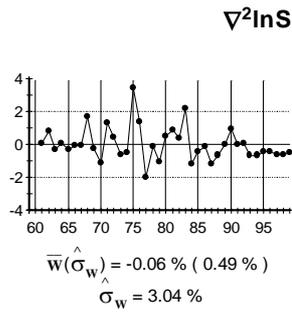
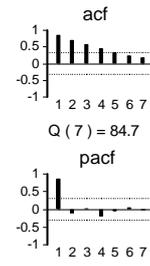
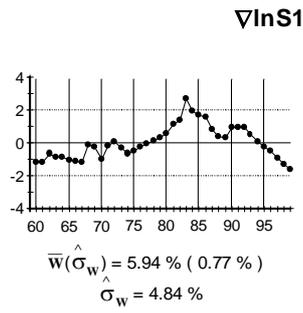
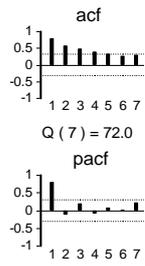
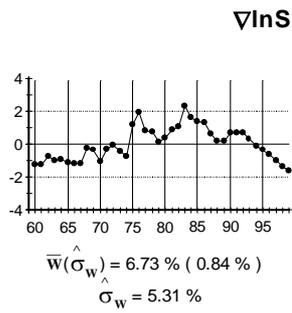


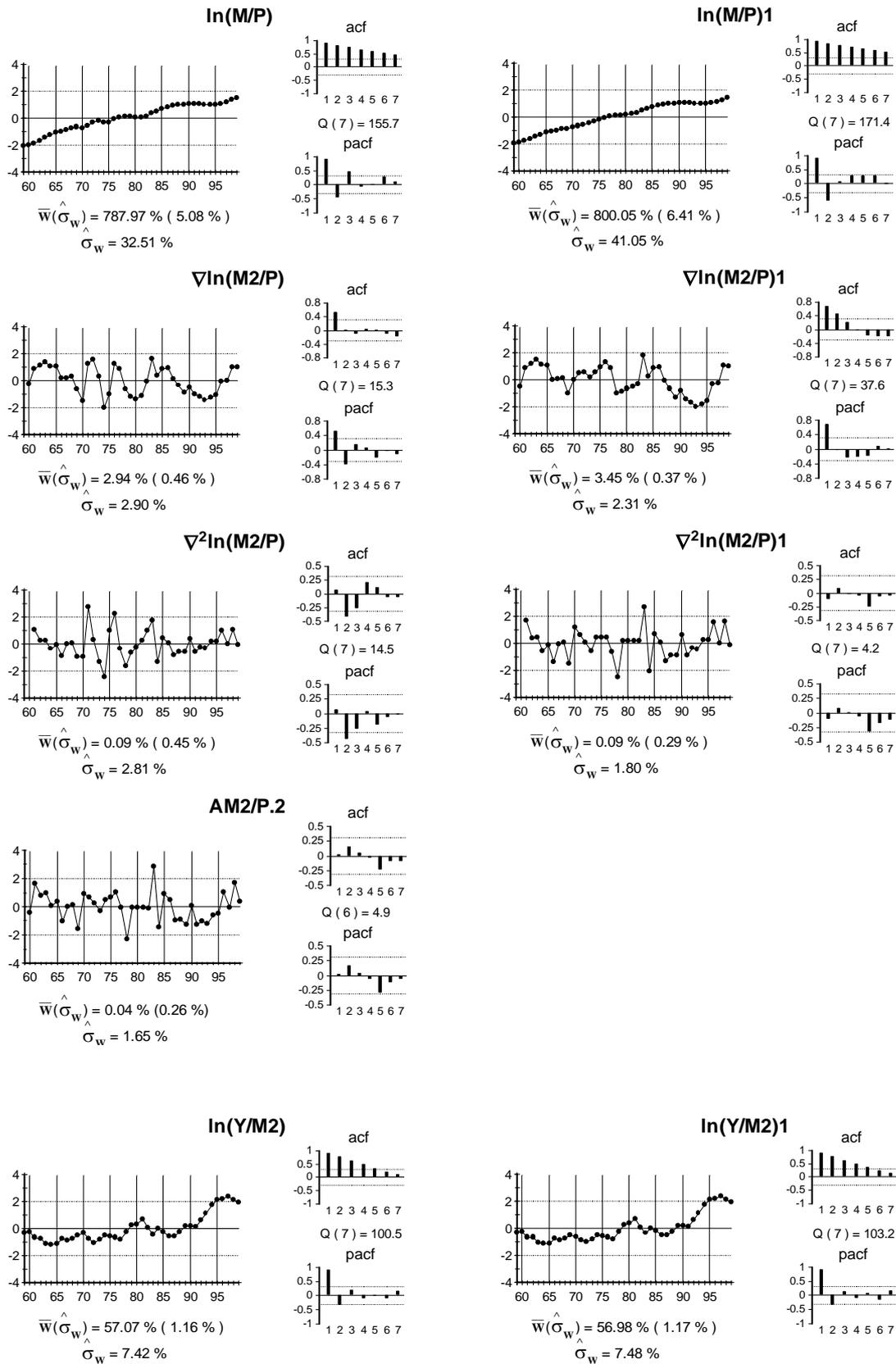


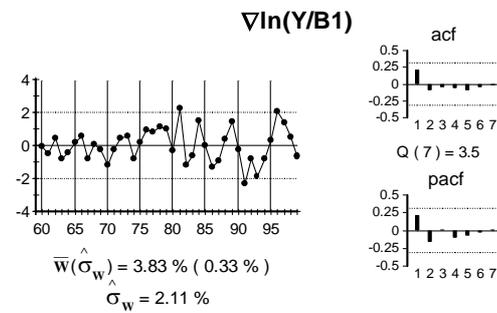
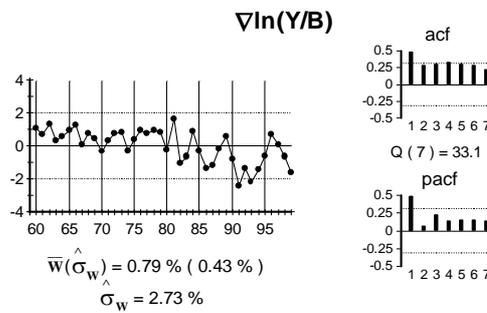
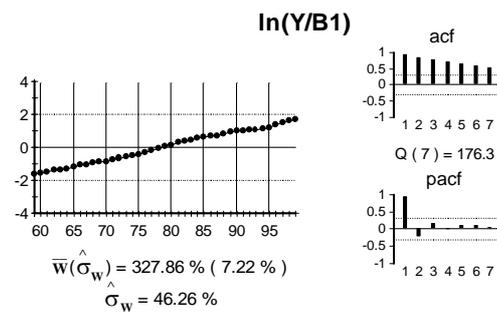
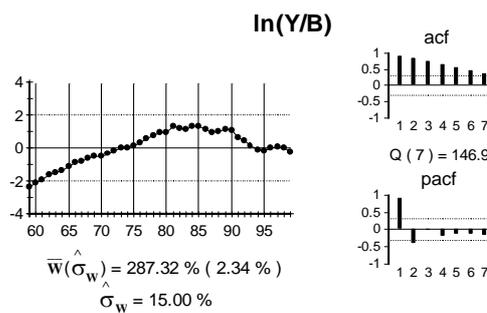
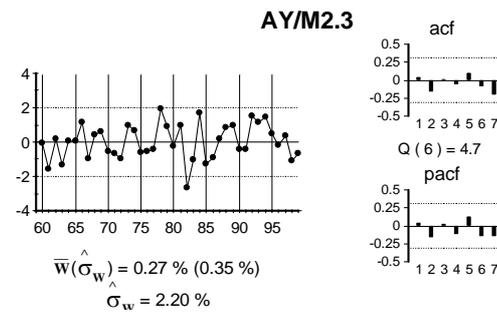
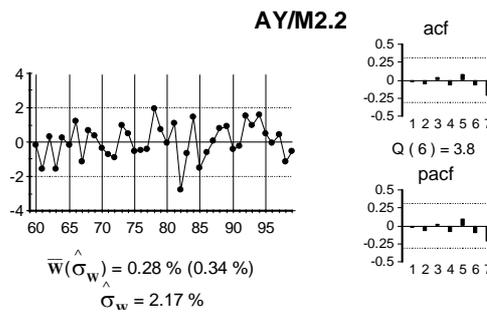
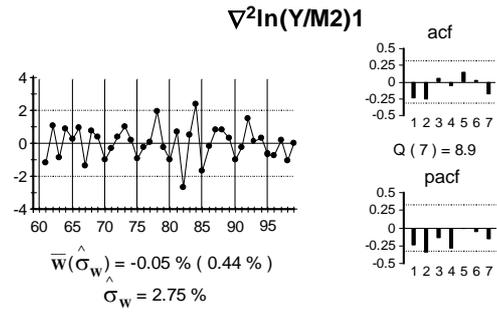
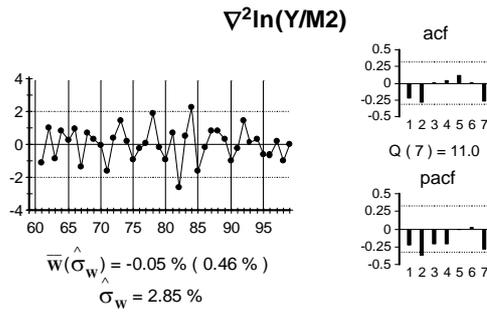
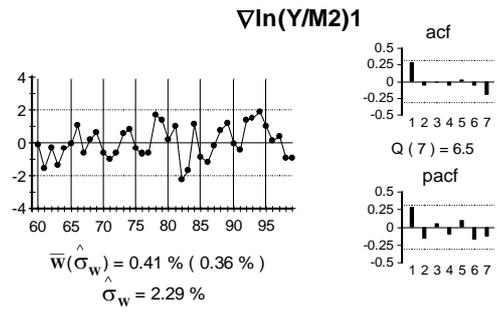
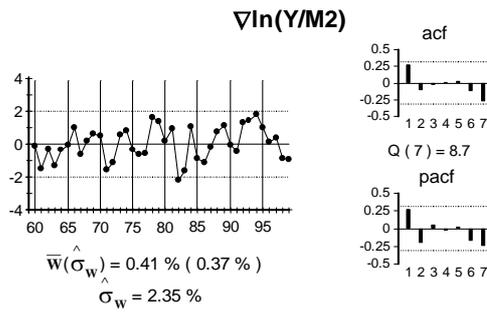


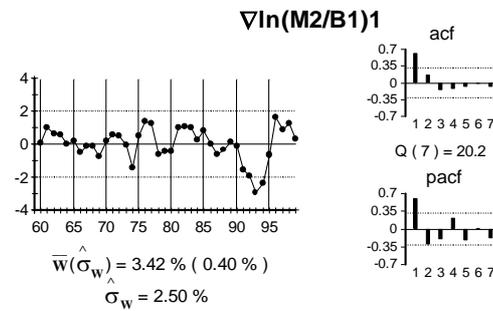
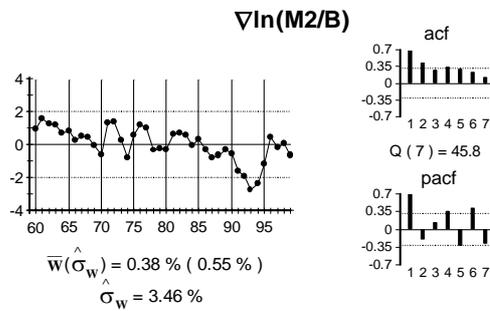
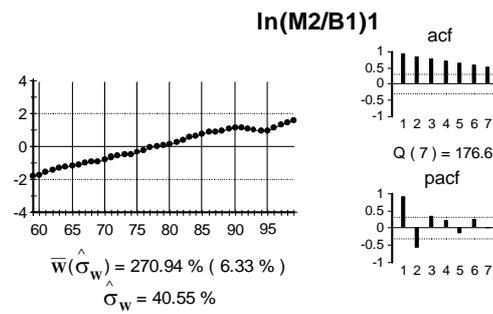
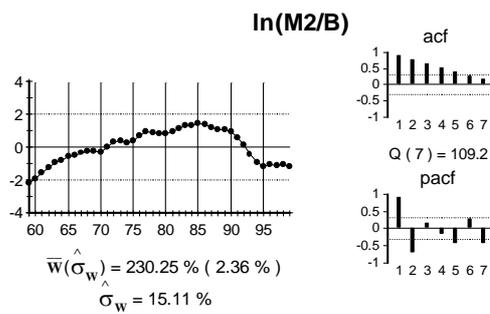
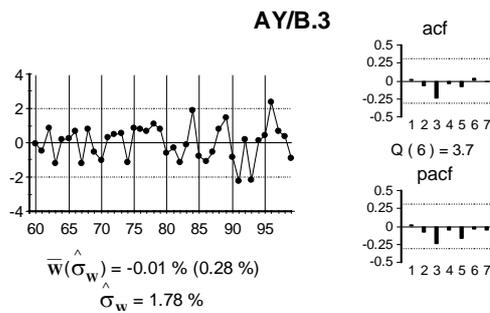
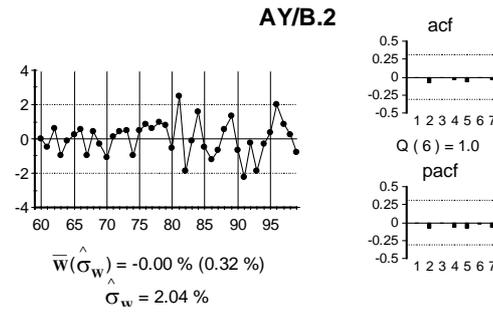
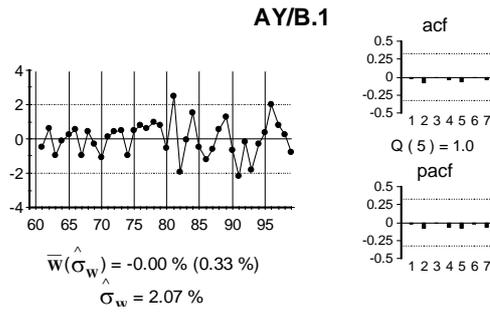
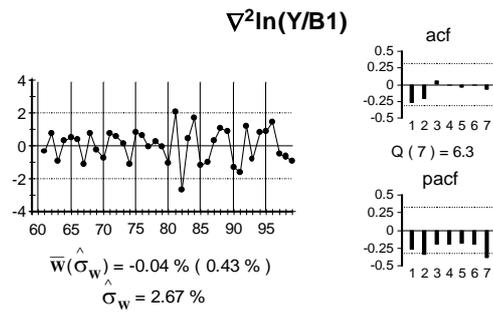
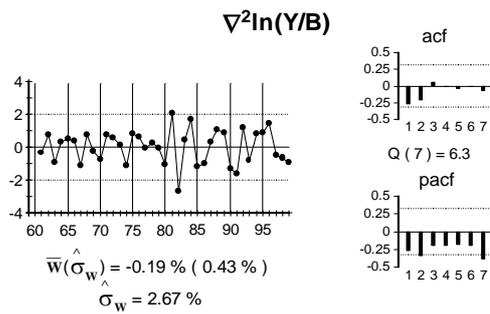


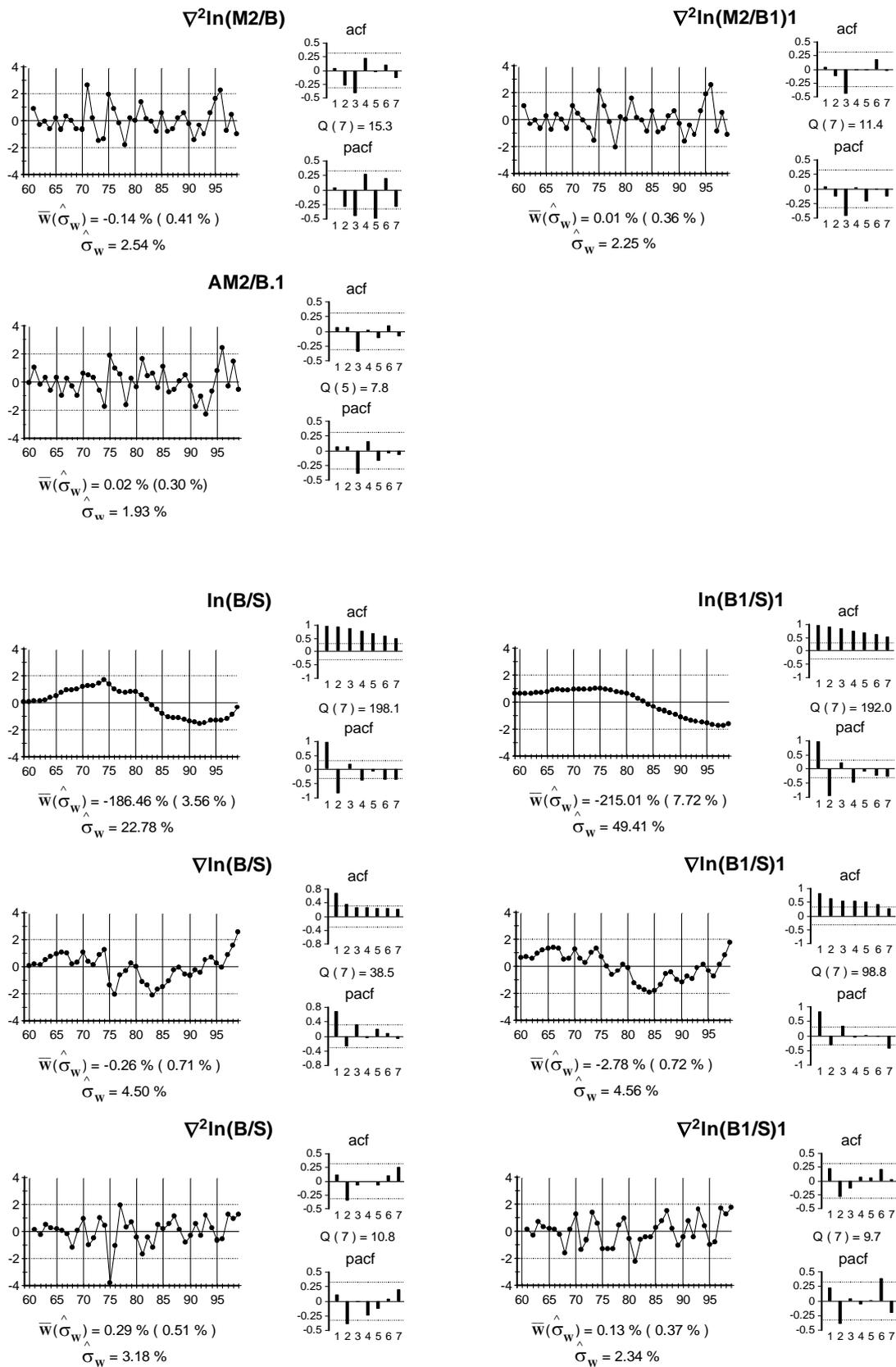


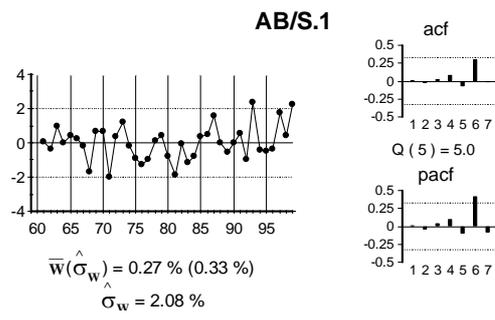












---

## CAPÍTULO 5: Análisis Univariantes de Series Trimestrales de Otras Variables Macroeconómicas

---

Se analizan las series trimestrales de las variables absolutas  $r$ ,  $i$ ,  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$  y de los ratios de variables nominales  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$  en la muestra I/85-IV/99. Esto permite evaluar si los resultados, en cuanto al orden de integración, obtenidos para las series anuales de estas variables en la muestra 59-99, son iguales para los datos trimestrales en una muestra mucho más corta y, potencialmente, más homogénea.

Los análisis univariantes de  $r$  e  $i$  que se presentan en este capítulo revelan que estas dos series de tipos de interés siguen procesos  $I(1)$ , en contra de lo que diferentes autores encuentran o simplemente suponen, p.e., Bernanke y Blinder (1992).

Según se señala en el Capítulo 4, existe una literatura extensa que debate si el producto agregado real de EE.UU., medido como el PIB real o el PNB real (en logaritmo), sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal o si sigue un proceso  $I(1)$ . Véase el Capítulo 1 (Subsección 1.3.2) para una exposición más detallada de esta literatura. El análisis univariante de la serie trimestral de PIB real ( $Q$ ) de EE.UU. en la muestra I/85-IV/99, presentado en este capítulo, revela, de forma clara, que esta serie (en logaritmo) sigue un proceso  $I(1)$ . Este análisis también revela que  $\ln Q$ , a pesar de tratarse de una serie oficialmente desestacionalizada, presenta estacionalidad determinista.

El análisis de  $\ln Y$  revela que esta serie sigue un proceso  $I(2)$ , aunque este resultado depende del tratamiento de dos incidentes anómalos influyentes (Sección 5.5), y que presenta estacionalidad determinista, aunque es una serie oficialmente desestacionalizada, lo mismo que  $\ln Q$  y  $\ln P$ .

Los análisis univariantes de  $\ln M2$  y  $\ln S$  revelan que estas series siguen procesos  $I(2)$

con estacionalidad determinista en las frecuencias uno y dos y que  $\ln S$  presenta un componente de tendencia determinista cuadrática.

El análisis univariante de  $\ln B$  revela estacionalidad determinista, pero no conduce de forma clara a la conclusión  $I(2)$ , como ocurre para el resto de variables nominales. Sin embargo, es esencial reconocer que las cinco variables nominales ( $P$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ ) y los diez ratios reales que pueden construirse a partir de las mismas ( $Y/P \equiv Q$ ,  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ ) constituyen (en logaritmo) un sistema lineal de variables que no son matemáticamente independientes entre sí. Se cumplen diez identidades lineales entre las 15 variables. Los órdenes de integración de variables relacionadas por identidades tienen que ser compatibles. Los análisis univariantes de los ratios  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/P)$ , que se presentan en las Secciones 5.10, 5.11 y 5.12 respectivamente, revelan que estos tres ratios siguen procesos  $I(1)$ . Dado que las series  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln P$  siguen procesos  $I(2)$ , la compatibilidad requiere que  $\ln B \sim I(2)$ , porque  $\ln B \equiv \ln Y - \ln(Y/B)$ ,  $\ln B \equiv \ln M2 - \ln(M2/B)$  y  $\ln B \equiv \ln(B/P) + \ln P$ .

En este capítulo los análisis univariantes se presentan en un orden diferente al del Capítulo 4. Esto se debe a que, en la muestra trimestral I/85-IV/99, se emplean requisitos de compatibilidad de los órdenes de integración de variables ligadas por identidades, para aclarar los órdenes de integración de aquellas variables para las cuales sus análisis univariantes no ofrecen resultados claros. Para tratar con mayor claridad estos requisitos de compatibilidad los análisis univariantes se presentan en este capítulo en el orden siguiente:  $r$ ,  $i$ ,  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $M2/P$ ,  $Y/M2$ ,  $B$ ,  $Y/B$ ,  $M2/B$ ,  $B/P$ ,  $S$  y  $B/S$ .

Los ratios  $Y/S$ ,  $S/P$  y  $M2/S$  se analizan para confirmar que sus resultados son compatibles con los de las demás variables del sistema, pero se presentan solamente las

conclusiones de estos análisis.

Los análisis univariantes de los diez ratios de variables nominales (en logaritmo) revelan que aquellos que no contienen  $S$  siguen procesos  $I(1)$  mientras que los que contienen  $S$  siguen procesos  $I(2)$ . Esto implica que cada una de las variables  $\ln P$ ,  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln B$  opera en relaciones bivariantes  $CI(2,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$  con cada una de las otras tres, mientras que  $\ln S$  no opera en este tipo de relación con ninguna de estas cuatro variables.

La Sección 5.1 contiene una breve introducción a los análisis univariantes que se presentan en las secciones siguientes. Las Secciones 5.2-5.14 contienen, respectivamente, los análisis univariantes de las variables  $r$ ,  $i$ ,  $Q$ ,  $Y$ ,  $M2$ ,  $M2/P$ ,  $Y/M2$ ,  $B$ ,  $Y/B$ ,  $M2/B$ ,  $B/P$ ,  $S$  y  $B/S$ . La Sección 5.15 contiene las conclusiones del capítulo.

Los modelos univariantes elaborados en el capítulo se especifican utilizando los gráficos y estadísticos del Apéndice G.5 y se presentan en el Apéndice T.5. Al consultar el Apéndice T.5, hay que tener en cuenta que los modelos univariantes de las variables absolutas se presentan en las Tablas 5.3-5.6, mientras que los modelos univariantes de las variables ratio se presentan en las Tablas 5.7 y 5.8. Esto implica que, en el Apéndice T.5, los modelos no se presentan en el mismo orden en que se mencionan en el texto de este capítulo. En el Apéndice T.5 se presentan, además, estadísticos de resumen de las variables absolutas y de las variables ratio, una vez extraídos los términos deterministas presentes en los modelos univariantes de las variables absolutas que componen estos ratios.

Los modelos se designan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que identifica cada modelo.

## 5.1 Introducción

Se aplica el logaritmo a las series  $Q$ ,  $Y$  y  $B$ , porque los gráficos de datos y de

media-desviación típica de estas series y de sus logaritmos muestran evidencia clara a favor de esta transformación. En los casos de  $M2$  y  $S$ , esta evidencia no es clara a favor o en contra del logaritmo. En todos los casos, la evidencia anual es clara. Por otra parte, parece deseable emplear el logaritmo para estas variables agregadas para evitar que la desviación típica de las innovaciones de sus modelos dependa de las unidades de medida de las mismas. Por eso, también se aplica la transformación logarítmica a las series  $M2$  y  $S$ .

Se aplica el logaritmo a todos los ratios de variables nominales por compatibilidad con las variables absolutas que los componen.

Los ratios  $M2/P$  y  $B/P$  (Secciones 5.7 y 5.12 respectivamente) y el ratio  $S/P$ , cuyo análisis no se presenta, se calculan con las series  $M2$ ,  $B$  y  $S$  retardadas un periodo respecto a la serie  $P$  ( $M2_{t-1}/P_t$ ,  $B_{t-1}/P_t$  y  $S_{t-1}/P_t$ ), porque en modelos de relación que puedan construirse posteriormente con las variables  $P$  y  $M2$  y/o con las variables  $P$  y  $B$  y/o con las variables  $P$  y  $S$ , se emplearían las hipótesis de identificación (no contrastables) de que  $P$  no recibe efectos contemporáneos de  $M2$ , de  $B$ , ni de  $S$ , aunque  $P$  sí puede influir contemporáneamente sobre  $M2$ ,  $B$  y  $S$ . Estas hipótesis de identificación sólo se utilizan en esta tesis a la hora de construir los ratios (trimestrales en la muestra I/85-IV/99) de las variables  $M2$ ,  $B$  y  $S$  con la variable  $P$ . Además, estas hipótesis no afectan a los órdenes de integración de  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(B/P)$  y  $\ln(S/P)$  y, en consecuencia, tampoco afectan a la búsqueda de relaciones CI(2,1) con coeficientes (1,-1) entre las variables  $\ln M2$ ,  $\ln B$  y  $\ln S$  y la variable  $\ln P$ .

Para evitar complejidad en la notación, se emplea  $M2/P$ ,  $B/P$  y  $S/P$  para designar los ratios  $M2_{t-1}/P_t$ ,  $B_{t-1}/P_t$  y  $S_{t-1}/P_t$  respectivamente. Puesto que se dispone de las observaciones de  $M2$ ,  $B$  y  $S$  en IV/84, los tres ratios anteriores se construyen y analizan en la

muestra I/85-IV/99.

En los casos de  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$ , ninguna de las series que componen estos ratios está retardada con respecto a la otra.

Para cada ratio, con la excepción de  $\ln(B/S)$ , se comienza estimando un modelo ARIMA(0,2,0) con los términos deterministas (de intervención y de estacionalidad) presentes en los modelos univariantes de las variables absolutas que lo componen (modelo P5.2 del Capítulo 3 y modelos Y.3, M2.3, B.6 y S.4 de este capítulo), que se incluyen por compatibilidad.

El caso de  $\ln(B/S)$  es un poco diferente, debido a que  $\ln S$  presenta un componente de tendencia determinista cuadrática ( $\nabla^2 \ln S \sim I(0)$  con  $\hat{\mu} = -.00073(.00031)$ ). Se denota  $\ln(B/SI)$  a la serie que se obtiene como se indica a continuación: (1) se calcula  $\nabla^2 \ln(B/S)_t - .00073$  ( $t = \text{III}/85, \dots, \text{IV}/99$ ) y (2) se integra dos veces esta serie, empleando como condiciones iniciales las observaciones de  $\ln(B/S)$  en I/85 y II/85. En el caso de  $\ln(B/S)$ , el modelo ARIMA(0,2,0) inicial, con los términos deterministas (de intervención y de estacionalidad) incluidos por compatibilidad, se estima para la serie  $\ln(B/SI)$ .

Los resultados de la estimación de los modelos ARIMA(0,2,0) iniciales se denominan  $M2/P.1$ ,  $Y/M2.1$ ,  $Y/B.1$ ,  $M2/B.1$ ,  $B/P.1$  y  $B/S1.1$ . Los ratios  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$ ,  $\ln(B/P)$  y  $\ln(B/SI)$ , extraídos los términos deterministas estimados en los modelos anteriores, se denominan  $\ln(M2/P)I$ ,  $\ln(Y/M2)I$ ,  $\ln(Y/B)I$ ,  $\ln(M2/B)I$ ,  $\ln(B/P)I$  y  $\ln(B/SI)I$  respectivamente. Los gráficos temporales y de *acf/pacf* de las seis series últimas y de sus primeras y segundas diferencias se emplean en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de los ratios.

Las series  $\nabla^2 \ln(M2/P)I$ ,  $\nabla^2 \ln(Y/M2)I$ ,  $\nabla^2 \ln(Y/B)I$ ,  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$ ,  $\nabla^2 \ln(B/P)I$  y  $\nabla^2 \ln(B/SI)I$  son las series de residuos de los modelos M2/P.1, Y/M2.1, Y/B.1, M2/B.1, B/P.1 y B/SI.1, que en estos casos no se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo.

## 5.2 Federal Funds Rate ( $r$ )

La serie  $r$  deambula y su  $acf$  se amortigua muy lentamente con el retardo, lo que indica que es preciso aplicar una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

El gráfico de datos de  $\nabla r$  presenta rachas de valores positivos y de valores negativos, que son características de las series que siguen procesos AR(1), y en sus  $acf/pacf$  se identifica la configuración de este tipo de proceso, por lo que se estima el modelo ARI(1,1) (modelo r.1).

Las  $acf/pacf$  residuales de r.1 no muestran evidencia de estructura adicional y, en particular, no presentan la configuración de un MA(1) con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de sobrediferenciación. De todos modos, se incorpora un MA(1) de sobreajuste a r.1 para buscar no invertibilidad. En el modelo resultante  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de sobrediferenciación ( $H_0 : \theta_1 = 1$ ): DCD=28.12.

La serie de residuos de r.1 presenta un extremo en I/91 de  $-3.0\sigma$  con la configuración de un escalón en esta fecha. Para evaluar la influencia de este extremo, se añade S,I/91 a r.1. Los instrumentos de diagnosis del modelo resultante no muestran evidencia de mala especificación. El S,I/91 no influye en el parámetro del AR(1). Se incorpora un MA(1) de sobreajuste al modelo ARI(1,1) con S,I/91. En el modelo resultante  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de sobrediferenciación

(DCD=27.10).

Conviene señalar que en r.1 se rechaza la hipótesis de no estacionariedad: el valor del estadístico SF es 4.94 y los valores críticos, con 59 observaciones, a los niveles de confianza 90% y 95% son 1.06 y 1.75. También se rechaza esta hipótesis en el ARI(1,1) con S,I/91 (SF=4.76).

Para confirmar la conclusión  $r \sim I(1)$ , se ensaya estimando el modelo ARI(2,0) con  $\mu$ , identificado para la serie  $r$ . En este modelo no se rechaza la hipótesis de que las raíces del AR(2) son reales, puesto que el valor del estadístico de razón de verosimilitudes, que se distribuye como una  $\chi_1^2$  bajo esta hipótesis nula, es .02 (los valores críticos de una  $\chi_1^2$  al 90% y 95% son 2.71 y 3.84 respectivamente). En el modelo que impone esta restricción, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad del AR(1) con parámetro positivo mayor y no se rechaza (SF=.55).

No se encuentra evidencia empírica de que la serie trimestral del Federal Funds Rate en la muestra I/85-IV/99 siga un proceso I(0), en contra de lo que diferentes autores creen.

El modelo r.1 parece adecuado para  $r$ , por lo que se emplea este modelo en análisis de relación posteriores que incluyen la variable  $r$ .

### 5.3 Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años ( $i$ )

La serie  $i$  deambula y su  $acf$  decrece muy lentamente con el retardo, por lo que se aplica una diferencia regular a la serie para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla i$  parece estacionaria y sus  $acf/pacf$  sugieren la especificación de un AR(1). La media muestral de  $\nabla i$  es negativa y un poco alta, en valor absoluto, en relación con su desviación típica estimada. Esto no es debido a la distorsión de un pequeño número de extremos negativos. Sin embargo, se estima inicialmente un ARI(1,1) sin  $\mu$  (modelo i.1)

por dos razones: (1) incorporar  $\mu$  al modelo ARI(1,1) equivale a aceptar que  $i$  se reduce de forma continuada a lo largo del tiempo, lo que no parece razonable desde el punto de vista económico y (2) se dispone de un instrumento diagnóstico, que es la media muestral con su desviación típica estimada, que indica cuándo debe incorporarse  $\mu$  a un modelo.

La media muestral de los residuos de  $i.1$  es negativa y un poco grande, en valor absoluto, en relación con su desviación típica estimada. Esto no puede explicarse por la distorsión de unos pocos residuos extremos negativos. Cuando se incorpora  $\mu$  a  $i.1$ , el parámetro  $\mu$  se estima no significativamente distinto de cero, por lo que se suprime este parámetro. En el modelo  $i.1$  el valor destacado de  $r_5$  se explica en gran parte por la contribución del par de residuos extremos I/86-II/87. El modelo  $i.1$  parece adecuado. Se añade a este modelo un MA(1) de sobreajuste para buscar no invertibilidad. En el modelo resultante  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad: DCD=10.74. Conviene señalar, además, que en  $i.1$  se rechaza la hipótesis de no estacionariedad: SF=8.80.

Para confirmar la conclusión  $i \sim I(1)$ , se ensaya estimando el modelo ARI(2,0) con  $\mu$ , identificado para la serie  $i$ . El AR(2) estimado tiene raíces reales. En este modelo, que parece adecuado, no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad: SF=.07.

El modelo  $i.1$  parece adecuado para  $i$ , por lo que se emplea este modelo de  $i$  en análisis de relación posteriores que incluyen esta variable.

#### **5.4 Producto Interior Bruto Real ( $Q$ )**

Al igual que en el caso anual, para la serie trimestral de  $\ln Q$  se realizan algunos ensayos que se justifican por la existencia de un amplio debate en la literatura acerca de si esta serie sigue un proceso  $I(0)$  alrededor de una tendencia determinista lineal o un proceso

I(1).

La serie  $\ln Q$  presenta una tendencia creciente y su  $acf$  presenta una configuración indicativa de no estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln Q$  parece estacionaria, aunque se puede dudar al considerar las observaciones en II/89-IV/91. Sus  $acf/pacf$  no presentan la configuración de un MA(1) con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de sobrediferenciación, y su gráfico de datos tampoco presenta una alternancia frecuente de signos, característica de las series que siguen procesos MA(1) con parámetro positivo. No resulta obvio que  $\nabla \ln Q$  sea sobrediferenciada. Por eso se comienza especificando un modelo para esta transformación.

En las  $acf/pacf$  de  $\nabla \ln Q$  se identifica un AR(2) con raíces reales, por lo que se estima un modelo ARI(2,1) con  $\mu$  (modelo Q.1). En las  $acf/pacf$  residuales de Q.1, no se detecta la configuración de un MA(1) con parámetro positivo. Aun así, se ensaya incorporando a Q.1 un MA(1) de sobreajuste para buscar no invertibilidad. En el modelo resultante  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de sobrediferenciación ( $H_0 : \theta_1 = 1$ ): el valor del estadístico DCD es 3.52 y los valores críticos al 90% y 95% de confianza son 1.00 y 1.94 respectivamente.

El modelo Q.1 parece adecuado, con la excepción posible del incidente anómalo que presentan sus residuos en III/90-I/91. Este incidente tiene la configuración de tres escalones negativos en III/90-I/91, que también están presentes en  $\ln Y$ . Se añaden a Q.1 estos tres escalones con el fin de evaluar la influencia del incidente anómalo en III/90-I/91. En el modelo resultante el valor estimado de  $\phi_{11}$  es mucho más pequeño que en el modelo Q.1 ( $\hat{\phi}_{11} = .30(.22)$ ) y, además,  $\hat{\phi}_{11}$  y  $\hat{\phi}_{21}$  están altamente correlacionados ( $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{21}) = -.79$ ), sugiriendo sobreparametrización. Se ensaya suprimiendo el parámetro  $\phi_{11}$  y, en el modelo

que se obtiene como resultado,  $\phi_{21}$  se estima no significativamente distinto de cero, por lo que también se suprime. El modelo Q.2 se obtiene al estimar para  $\ln Q$  el modelo ARIMA(0,1,0) con tres escalones en III/90-I/91.

El modelo Q.2 parece adecuado. En sus *acf/pacf* residuales no se detecta la configuración de un MA(1) con parámetro positivo, pero se ensaya incorporando a Q.2 un MA(1) de sobreajuste para buscar no invertibilidad. En el modelo resultante  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de sobrediferenciación (DCD=57.52). Esto significa que los tres escalones en III/90-I/91 no influyen, en conjunto, en la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$ , aunque sí influyen en los parámetros ARMA del modelo.

En los residuos de los modelos Q.1 y Q.2 no se detecta evidencia de estacionalidad, lo cual no es sorprendente, teniendo en cuenta que se trata de una serie oficialmente desestacionalizada. De todos modos, el análisis de  $\ln P$  en esta misma muestra (Sección 3.4) revela que  $\ln P$  presenta estacionalidad determinista, a pesar de tratarse de datos oficialmente desestacionalizados. Se incorporan a los modelos Q.1 y Q.2 los términos deterministas de estacionalidad para evaluar la posibilidad de estacionalidad (modelos Q.3 y Q.4 respectivamente). En Q.3 y Q.4 el parámetro  $\beta_{10}$  se estima significativamente distinto de cero, lo que quiere decir que la serie  $\ln Q$  presenta estacionalidad determinista, mientras que, en ambos casos,  $\alpha_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman no significativamente distintos de cero. Se comprueba que los términos deterministas de estacionalidad no influyen en el resultado  $\ln Q \sim I(1)$ .

Los análisis hasta aquí presentados indican, de forma clara, que  $\ln Q \sim I(1)$ . A pesar de ello, y dado que muchos autores creen que  $\ln Q \sim I(0)$  con tendencia determinista lineal, se ensaya la estimación de modelos en el nivel de  $\ln Q$ , que de ningún otro modo se realizaría.

En las *acf/pacf* de  $\ln Q$  parece identificarse la configuración de un AR(3), por lo que

se estima un modelo ARI(3,0) con un componente de tendencia determinista lineal,  $\eta_0 + \eta_1 t$ , y los términos deterministas de estacionalidad (modelo Q.5).

El modelo Q.5 presenta elevadas correlaciones entre parámetros, indicando que la situación de estimación no está bien definida. Aun así, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad estocástica ( $H_0 : \phi_{11} = 1$ ) y no se rechaza: el valor del estadístico SF es .23 y los valores críticos, con 60 observaciones, al 90% y 95% son 1.06 y 1.75 respectivamente.

Continuando con el mismo ensayo de forzar a favor de I(0), se estima el modelo ARI(1,0) con un componente de tendencia determinista lineal,  $\eta_0 + \eta_1 t$ , con tres escalones en III/90-I/91 y con los términos deterministas de estacionalidad (modelo Q.6). En el modelo Q.6, que no presenta evidencia de mala especificación, se contrasta la hipótesis de no estacionariedad estocástica y no se rechaza (SF=.06).

El análisis de  $\ln Q$  revela que la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$  es contundente y robusta: (1) ninguno de los modelos formulados en primera diferencia presenta indicios de sobrediferenciación, (2) el contraste DCD calculado en los modelos formulados en primera diferencia, sin intervenciones y con intervenciones, conduce, de forma contundente, a la conclusión  $\ln Q \sim I(1)$  y (3) en los modelos formulados en el nivel, sin intervenciones y con intervenciones, no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad estocástica.

La serie  $\ln Q$  presenta tres escalones en III/90-I/91 que no influyen en la decisión de diferenciación, pero sí influyen en los parámetros ARMA de su modelo. Estos tres escalones también están presentes en  $\ln Y$ , no en  $\ln P$ , e influyen un poco en los parámetros ARMA de  $\ln Y$ , aunque no parecen influir en la decisión de diferenciación de  $\ln Y$ , según se expone en la sección siguiente. Dado que son influyentes en los parámetros ARMA, los tres escalones en III/90-I/91 deberían incluirse en los modelos de  $\ln Q$  y  $\ln Y$ . Sin embargo, no se dispone

de información extramuestral que justifique incluir los tres escalones en III/90-I/91, esto es, que justifique considerar las observaciones en estos tres trimestres como contaminación. Por esta razón, para análisis de relación posteriores que incluyan las variables  $\ln Q$  y  $\ln Y$ , parece sensato seguir dos procesos paralelos, uno que no incluya los tres escalones en III/90-I/91 y otro que los incluya. Esta manera de proceder permite evaluar la influencia que tienen estos tres escalones en los análisis de relación.

Como se expone en la sección siguiente, la serie  $\ln Y$  presenta dos impulsos en IV/87 y IV/92, que también están presentes en  $\ln Q$ , aunque no en  $\ln P$ , que resultan influyentes por separado en la decisión de diferenciación de  $\ln Y$ . Estos impulsos deben incluirse en el modelo de  $\ln Y$  y, por compatibilidad, en el modelo de  $\ln Q$ . Incorporar cada uno de estos impulsos a los modelos de  $\ln Q$  tiene el efecto de favorecer la conclusión de que esta serie sigue un proceso  $I(1)$ , que se obtiene sin incluir estas dos intervenciones, puesto que incorporarlos reduce la distorsión negativa en  $r_1$  de  $\nabla \ln Q$ . Los modelos que resultan de añadir a Q.3 y Q.4 dos impulsos en IV/87 y IV/92 no se incluyen en los Apéndices T.5 y G.5, porque no presentan cambios significativos respecto a los modelos Q.7 y Q.8, que sí se presentan y que se obtienen como se indica a continuación.

Los análisis univariantes de  $\ln P$  y  $\ln Q$  revelan que estas series, oficialmente desestacionalizadas, presentan estacionalidad determinista, lo mismo que  $\ln Y$ , según se expone en la sección siguiente. En el modelo de  $\ln P$  los parámetros  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman significativamente distintos de cero, mientras que en los modelos de  $\ln Q$  y  $\ln Y$  los parámetros  $\alpha_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman no significativamente distintos de cero, lo que implica una falta de compatibilidad aparente en estos términos deterministas (nótese que  $\ln Y \equiv \ln Q + \ln P$ ). Esto puede explicarse, porque la serie  $\nabla \ln Q$  tiene una varianza muestral

cuatro veces mayor que la de  $\nabla \ln P$ , y esta diferencia de varianzas es aún más grande entre  $\nabla^2 \ln Q$  y  $\nabla^2 \ln P$ . La varianza de  $\nabla^2 \ln Q$  es casi diez veces mayor que la de  $\nabla^2 \ln P$ . Por eso las propiedades de  $\nabla \ln Q$  y  $\nabla^2 \ln Q$  dominan las series  $\nabla \ln Y$  y  $\nabla^2 \ln Y$ .

No resulta obvio cómo simplificar los términos deterministas de estacionalidad en  $\ln P$ ,  $\ln Q$  y  $\ln Y$  de manera que estos términos cumplan la identidad que relaciona las tres variables. Por esta razón, se decide no imponer hipótesis de simplificación sobre estos términos deterministas, aunque eso signifique contar con unos pocos grados de libertad. En lugar de imponer este tipo de hipótesis, lo que se hace es estimar conjuntamente los modelos univariantes de  $\ln P$ ,  $\ln Q$  y  $\ln Y$  en un modelo trivariante estocástico con dinámica diagonal y con  $\Sigma$  diagonal, imponiendo restricciones paramétricas de compatibilidad entre los componentes deterministas. Se estiman dos versiones de este modelo trivariante, una que no incluye para las variables  $\ln Y$  y  $\ln Q$  tres escalones en III/90-I/91 y otra que sí los incluye, que dan lugar, respectivamente, a los modelos Q.7 y Q.8 para la variable  $\ln Q$ .

Los coeficientes estimados de los componentes deterministas de  $\ln Q$  en los modelos Q.7 y Q.8, se emplean en el Capítulo 6, cuando es preciso trabajar con la serie  $\ln Q$  una vez extraídos los componentes deterministas de su modelo.

### 5.5 Producto Interior Bruto Nominal ( $Y$ )

Las variables  $Y$ ,  $P$  y  $Q$  están ligadas por la identidad contable  $\ln Y \equiv \ln P + \ln Q$ . El análisis univariante de  $\ln P$  revela, de forma clara, que esta serie sigue un proceso I(2), mientras que el análisis de  $\ln Q$  revela, también de forma clara, que esta serie sigue un proceso I(1). Estos resultados implican que  $\ln Y$  sigue un proceso I(2). Tal y como se señala en la sección anterior, la varianza muestral de  $\nabla \ln Q$  es cuatro veces mayor que la de  $\nabla \ln P$  y la varianza  $\nabla^2 \ln Q$  es casi diez veces mayor que la de  $\nabla^2 \ln P$ , de modo que las propiedades

de  $\nabla \ln Q$  y  $\nabla^2 \ln Q$  dominan las series  $\nabla \ln Y$  y  $\nabla^2 \ln Y$ .

El modelo de  $\ln P$  no contiene términos de intervención. En el caso de  $\ln Q$  hay tres escalones en III/90-I/91, que también están presentes en  $\ln Y$ , que influyen, en conjunto, en los parámetros ARMA del modelo de  $\ln Q$ , aunque no en la decisión de diferenciación. No se incorporan estos tres escalones, desde el principio y por compatibilidad, en el análisis de  $\ln Y$  por los motivos expuestos en la sección anterior, pero posteriormente se evalúa su influencia.

Las series  $\ln P$  y  $\ln Q$  presentan estacionalidad determinista a pesar de tratarse de datos oficialmente desestacionalizados. Se comienza el análisis de  $\ln Y$  estimando el modelo ARIMA(0,2,0) con los términos deterministas de estacionalidad (modelo Y.1). Se denota  $\ln YI$  a la serie  $\ln Y$  extraídos los términos deterministas (de estacionalidad) estimados en Y.1. Los gráficos de  $\ln YI$ ,  $\nabla \ln YI$  y  $\nabla^2 \ln YI$  se emplean en la especificación inicial del orden de integración y estructura ARMA de  $\ln Y$ . Nótese que  $\nabla^2 \ln YI$  es la serie de residuos del modelo Y.1. En este caso la serie residual no se denota con la letra A seguida del nombre del modelo.

La serie  $\ln YI$  presenta una tendencia creciente y su *acf* decrece muy lentamente, lo que indica que es necesario aplicar una primera diferencia regular para conseguir estacionariedad.

El gráfico temporal de  $\nabla \ln YI$  parece deambular un poco. Esto, unido a los resultados  $\ln P \sim I(2)$  y  $\ln Q \sim I(1)$ , justifica que se comience especificando un modelo para  $\nabla^2 \ln YI$ .

Las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln YI$  sugieren la especificación de un IMA(2,1). El resultado de la estimación se denomina Y.2. Con la excepción posible del incidente en III/90-I/91, este modelo parece adecuado. En Y.2 los parámetros  $\alpha_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman no significativamente

distintos de cero, pero no se suprimen de momento. No se rechaza la hipótesis de no invertibilidad: el valor del estadístico DCD es .92 y los valores críticos al 90% y 95% de confianza son 1.00 y 1.94 respectivamente.

Es posible que la conclusión  $\ln Y \sim I(1)$  obtenida con DCD se deba a que el valor estimado de  $\theta_1$  esté sesgado hacia arriba por la distorsión de unos pocos valores extremos en  $\nabla^2 \ln YI$ . Para evaluar esta posibilidad, se incorporan a Y.2 dos impulsos en IV/87 y IV/92, que se identifican en los gráficos temporales de  $\nabla \ln YI$  y  $\nabla^2 \ln YI$  y que también están presentes en  $\ln Q$ , porque son los incidentes que aportan mayor distorsión negativa en  $r_1$  de  $\nabla^2 \ln YI$  (modelo Y.3).

En el modelo Y.3 se rechaza no invertibilidad (DCD=2.82). Esto quiere decir que los dos impulsos en IV/87 y IV/92, en conjunto, influyen en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln Y$ . Cuando se suprime alguno de estos impulsos del modelo Y.3, el resultado del contraste DCD es ambiguo: no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad al 95% de confianza, aunque sí al 90%. Se mantienen ambos impulsos en el modelo para  $\ln Y$ , porque los resultados  $\ln P \sim I(2)$  y  $\ln Q \sim I(1)$  implican que  $\ln Y \sim I(2)$ .

En los residuos de Y.3 se aprecia un incidente anómalo en III/90-I/91 (también está presente en  $\ln Q$ , ) con la configuración de tres escalones negativos en III/90-I/91. Se incorporan a Y.3 estos tres escalones (modelo Y.4) con el fin de evaluar la influencia de este incidente anómalo. El modelo Y.4 parece adecuado. El valor del estadístico DCD es 1.80. Al 95% de confianza no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad, pero el resultado es muy débil: 1.80 no difiere mucho de 1.94. Al 90% de confianza la hipótesis se rechaza de forma contundente: 1.80 es mucho mayor que 1.00. Es decir, en este caso parece sensato interpretar el contraste DCD en el sentido de que conduce a la conclusión  $\ln Y \sim I(2)$ , y que los tres

escalones en III/90-I/91 no influyen en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln Y$ , sobre todo teniendo en cuenta los resultados acerca del orden de integración obtenidos para  $\ln P$  y  $\ln Q$ . Los tres escalones en III/90-I/91 sí influyen en  $\hat{\theta}_1$ .

Tal y como se explica en la sección anterior, hay una falta de compatibilidad aparente en los términos deterministas de estacionalidad de  $\ln P$ ,  $\ln Q$  y  $\ln Y$ , que puede explicarse por la diferencia de varianzas entre  $\nabla \ln Q$  y  $\nabla \ln P$  y entre  $\nabla^2 \ln Q$  y  $\nabla^2 \ln P$ . Se trata esta cuestión, estimando conjuntamente los modelos univariantes de  $\ln P$ ,  $\ln Q$  y  $\ln Y$  en un modelo trivariante estocástico con dinámica diagonal y con  $\Sigma$  diagonal, en el que se imponen restricciones paramétricas de compatibilidad entre los componentes deterministas. Se estiman dos versiones de este modelo trivariante, una que no incluye para las variables  $\ln Y$  y  $\ln Q$  tres escalones en III/90-I/91 y otra que sí los incluye, que dan lugar a dos modelos para la variable  $\ln Y$ . Estos dos modelos no se incluyen en los Apéndices T.5 y G.5, porque no presentan cambios significativos respecto a los modelos Y.3 e Y.4 respectivamente. A continuación se indican los coeficientes estimados de los componentes deterministas de  $\ln Y$  que se obtienen a partir de las dos estimaciones conjuntas, que se emplean en el Capítulo 6 cuando es preciso trabajar con la serie  $\ln Y$  una vez extraídos los componentes deterministas de su modelo.

En la estimación conjunta que no incluye escalones en III/90-I/91 para  $\ln Y$  y  $\ln Q$ , los valores estimados de los términos deterministas de  $\ln Y$  son  $\hat{\alpha}_{10} = -.00067(.00036)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00092(.00034)$ ,  $\hat{\alpha}_{20} = -.00002(.00018)$  y los valores estimados de los parámetros de I,IV/87 e I,IV/92 coinciden con los que se presentan para  $\ln Q$  en el modelo Q.7.

En la estimación conjunta que incluye los escalones en III/90-I/91 los valores estimados de los términos deterministas para  $\ln Y$  son  $\hat{\alpha}_{10} = -.00038(.00036)$ ,

$\hat{\beta}_{10} = .0013(.0003)$ ,  $\hat{\alpha}_{20} = -.00003(.00018)$  y los valores estimados de I,IV/87; S,III/90; S,IV/90; S,I/91 e I,IV/92 coinciden con los que se presentan para  $\ln Q$  en el modelo Q.8.

## 5.6 Cantidad Nominal de Dinero M2

La serie  $\ln M2$  presenta una tendencia creciente y su *acf* se amortigua muy lentamente con el retardo, lo que indica que es necesario aplicar, al menos, una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

El gráfico de datos de  $\nabla \ln M2$  parece deambular y su *acf* decrece lentamente con el retardo, por lo que se aplica una segunda diferencia regular.

La serie  $\nabla^2 \ln M2$  parece estacionaria. Su gráfico temporal parece bien centrado y no se detecta evidencia de estacionalidad: los valores de ningún trimestre están sistemáticamente por encima (debajo) de la media global y los coeficientes asociados a los retardos anuales de la *acf* no indican estacionalidad. Las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln M2$  presentan la configuración de un MA(1), por lo que se estima el modelo IMA(2,1) (modelo M2.1). En este modelo los valores de  $r_3$  y  $r_6$  no se explican por la contribución de unos pocos pares de residuos extremos y el estadístico Q de Ljung y Box (1978) indica mala especificación. Sin embargo, las configuraciones de las *acf/pacf* residuales no sugieren una reformulación concreta.

Con el propósito de aclarar las configuraciones de las *acf/pacf* residuales de M2.1, se ensaya añadiendo a este modelo los términos deterministas de estacionalidad. Se trata de una prueba razonable, dado que los datos de  $M2$  no están desestacionalizados y cabe esperar que un agregado monetario presente estacionalidad. En el modelo resultante  $\alpha_{10}$  y  $\alpha_{20}$  se estiman significativamente distintos de cero. En las *acf/pacf* residuales de este modelo se identifica la configuración de un AR(2) con raíces imaginarias, por lo que se estima el modelo ARIMA(2,2,1) con los términos deterministas de estacionalidad (modelo M2.2;

Tabla 5.5).

Los instrumentos de diagnóstico de M2.2 no muestran evidencia de mala especificación. El valor de  $r_6$  es un poco alto, pero no hay otros coeficientes en los primeros retardos de las  $acf/pacf$  que tengan valores destacados, que sugieran la necesidad de reformular este modelo. En M2.2 se rechaza la hipótesis de no invertibilidad:  $DCD=3.72$ . El par de residuos II/95-III/95 es el único que aporta distorsión positiva en  $r_1$ , por lo que puede sesgar a la baja el valor estimado de  $\theta_1$  y, de este modo, favorecer que se rechace no invertibilidad. La distorsión positiva en  $r_1$  que aporta este par de residuos se compensa de sobra con la distorsión negativa debida a los pares IV/92-I/93 y I/93-II/93, por lo que parece poco probable que el valor estimado de  $\theta_1$  esté sesgado a la baja. De todos modos, se incorporan a M2.2 dos escalones en II/95 y III/95 para evaluar la influencia de este incidente en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln M2$ . En el modelo resultante, que no presenta evidencia de mala especificación, también se rechaza la hipótesis de no invertibilidad ( $DCD=3.52$ ). Además, los dos escalones no influyen en los parámetros del modelo.

El hecho de haber encontrado, como resultado de una operación de diagnóstico por sobreajuste, que  $\hat{\alpha}_{10}$  y  $\hat{\alpha}_{20}$  son significativamente distintos de cero, indica que la apreciación inicial de que  $\ln M2$  no presenta estacionalidad es errónea. Por esta razón, se elaboran los modelos  $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$  y MEG para  $\ln M2$ . Este proceso conduce al mismo modelo M2.2.

En M2.2 el parámetro  $\beta_{10}$  se estima no significativamente distinto de cero. Se suprime este parámetro y en el modelo resultante se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad. No se rechaza la hipótesis  $\omega_{20} = 0$  ( $\alpha_{20} - \alpha_{10} = 0$ ), lo que significa que  $\ln M2$  no presenta estacionalidad en el segundo trimestre. Esta hipótesis

se incorpora en el modelo M2.3 (Tabla 5.5).

En el Apéndice G.5 se presentan los gráficos temporales del nivel y de la primera y segunda diferencia de la serie  $\ln M2$  extraídos los términos deterministas estimados en M2.3 (serie  $\ln M2^*$ ), porque resultan útiles para identificar la procedencia de determinados incidentes anómalos que se observan en los ratios en los que participa  $\ln M2$ .

### 5.7 Saldo Real Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/P$ )

Las variables  $\ln M2$ ,  $\ln P$  y  $\ln(M2/P)$  cumplen la identidad  $\ln(M2/P) \equiv \ln M2 - \ln P$ . Las series  $\ln M2$  y  $\ln P$  siguen procesos  $I(2)$ , de modo que el análisis univariante de  $\ln(M2/P)$  permite evaluar la posibilidad de cointegración  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$  entre  $\ln M2$  y  $\ln P$ .

Se denomina  $\ln(M2/P)I$  a la serie  $\ln(M2/P)$  extraídos los términos deterministas estimados en el modelo M2/P.1, que se incluyen por compatibilidad con los modelos de  $\ln M2$  y  $\ln P$ .

La serie  $\ln(M2/P)I$  deambula y su *acf* decrece muy lentamente, lo que indica que es preciso aplicar, al menos, una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

El gráfico de datos de  $\nabla \ln(M2/P)I$  presenta rachas de valores positivos y de valores negativos, que son características de las series que siguen procesos  $AR(1)$ , y en sus *acf/pacf* se identifica la configuración de este tipo de proceso, por lo que se estima el modelo  $ARI(1,1)$  con  $\mu$  y los términos deterministas de estacionalidad (modelo M2/P.2).

En el modelo M2/P.2 los valores de  $r_6$ ,  $r_7$  y  $r_{13}$  son un poco grandes, y conducen a un valor alto del estadístico Q de Ljung y Box (1978), pero la mayor parte de estos valores se explica por la contribución de unos pocos pares de residuos extremos: (1) IV/89-II/91 y IV/91-II/93 en el caso de  $r_6$ , (2) I/88-IV/89 y II/97-I/99 en el caso de  $r_7$  y (3) III/86-IV/89 en

el caso de  $r_{13}$ . Por eso, esto no implica que sea necesario reformular el modelo M2/P.2.

En el modelo M2/P.2 los parámetros  $\alpha_{10}$  y  $\beta_{10}$  se estiman no significativamente distintos de cero, aunque esto no supone una falta de compatibilidad con los modelos de  $\ln M2$  y  $\ln P$ . Recuérdese que el ratio  $M2/P$  está calculado con la serie  $M2$  retardada un periodo con respecto a  $P$  ( $M2_{t-1}/P_t$ ). Se ha comprobado que los valores estimados de  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  en el modelo M2/P.2 son compatibles con los valores estimados de  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  en el modelo P5.2 y con los valores estimados de  $\alpha_{10}$ ,  $\beta_{10}$  y  $\alpha_{20}$  en el modelo M2.2 estimado en la muestra IV/84-III/99. Se suprimen del modelo M2/P.2 los parámetros  $\alpha_{10}$  y  $\beta_{10}$  y se obtiene el modelo M2/P.3.

En M2/P.3 se rechaza la hipótesis de no estacionariedad: SF=2.34. Los únicos pares de residuos que aportan distorsión negativa en  $r_1$ , que pueden sesgar hacia abajo  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer que se rechace la hipótesis de no estacionariedad, son I/93-II/93 y II/93-III/93. Se incorpora a M2/P.3 un I,I/93, que procede de  $\ln M2$ , que presenta +I,IV/92. En el modelo resultante, que no presenta evidencia de mala especificación, el valor del estadístico SF es 1.83, lo que quiere decir que se sigue rechazando la hipótesis de no estacionariedad al 90% y 95% de confianza, aunque el resultado al 95% de confianza es más débil cuando se incorpora I,I/93.

El resultado  $\ln(M2/P) \sim I(1)$  implica que  $\ln M2$  y  $\ln P$  operan en una relación CI(2,1) con coeficientes (1,-1).

### 5.8 Velocidad de Circulación del Dinero $M2$ ( $Y/M2$ )

Las variables  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln(Y/M2)$ , cumplen la identidad  $\ln(Y/M2) \equiv \ln Y - \ln M2$ . Las series  $\ln Y$  y  $\ln M2$  siguen procesos I(2), de modo que el análisis de  $\ln(Y/M2)$  permite

evaluar la posibilidad de cointegración  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$  entre  $\ln Y$  y  $\ln M2$ .

La serie  $\ln(Y/M2)_I$  corresponde a  $\ln(Y/M2)$  extraídos los términos deterministas estimados en  $Y/M2.1$ , que se incluyen por compatibilidad. La serie  $\ln Y$  también presenta tres escalones en III/90-I/91 que no influyen, en conjunto, en la decisión de diferenciación de esta serie, pero sí influyen en los parámetros ARMA de su modelo. Estos tres escalones no se incluyen desde el principio en el análisis de  $\ln(Y/M2)$  por los motivos expuestos en la Sección 5.4, pero posteriormente se evalúa su influencia en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln(Y/M2)$  y en los parámetros ARMA de su modelo.

La serie  $\ln(Y/M2)_I$  deambula y su *acf* decrece muy lentamente con el retardo, lo que indica que es preciso aplicar, al menos, una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln(Y/M2)_I$  parece deambular. En sus *acf/pacf* se identifica la configuración de un  $AR(4)$ , por lo que se comienza estimando un modelo  $ARI(4,1)$  con  $\mu$ , I,IV/87, I,IV/92 y los términos deterministas de estacionalidad. En este modelo, que no presenta evidencia de mala especificación, el parámetro asociado a I,IV/92 se estima no significativamente distinto de cero, debido a que  $\ln M2$  presenta +I,IV/92 de un tamaño similar al +I,IV/92 presente en  $\ln Y$ . Se suprime el I,IV/92 y se obtiene el modelo  $Y/M2.2$ .

El modelo  $Y/M2.2$  parece adecuado. En este modelo se contrasta la hipótesis de no estacionariedad. El valor del estadístico SF es 1.76, lo que significa que se rechaza no estacionariedad al 95% de confianza de forma marginal, aunque esta hipótesis se rechaza de forma contundente al 90% de confianza.

Se incorporan al modelo  $Y/M2.2$  tres escalones en III/90-I/91 procedentes de  $\ln Y$  (modelo  $Y/M2.3$ ), con el fin de evaluar su influencia sobre la decisión de diferenciación de  $\ln(Y/M2)$  y los parámetros de su modelo. El modelo  $Y/M2.3$  parece adecuado. Se contrasta

la hipótesis de no estacionariedad (SF=1.84): la hipótesis se rechaza al 95% de confianza de forma marginal, pero se rechaza contundentemente al 90% de confianza. Esto significa que los tres escalones en III/90-I/91, en conjunto, no influyen en la conclusión  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$ . Estos escalones tampoco influyen en los parámetros del modelo.

En los residuos del modelo Y/M2.2 se detectan dos escalones en III/89 y IV/89 que proceden de  $\ln M2$ . Estos residuos también presentan un extremo en II/86. En el gráfico temporal de  $\ln(Y/M2)$  se identifican tres escalones negativos en II/86-IV/86 que proceden de  $\ln M2$ . Se ensaya, a pesar de que es un poco forzado, incorporando al modelo Y/M2.2 cinco escalones en II/86, III/86, IV/86, III/89 y IV/89. En el modelo resultante, que no presenta evidencia de mala especificación, se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=1.77), de forma marginal al 95% de confianza y de forma contundente al 90%.

El análisis univariante de  $\ln(Y/M2)$  revela que esta serie sigue un proceso I(1): en los modelos formulados en primera diferencia, sin y con intervenciones, se rechaza la hipótesis de no estacionariedad al 95% de confianza, aunque el resultado es un poco débil a este nivel de confianza, y se rechaza esta hipótesis de forma contundente al 90% de confianza.

Los análisis univariantes de  $\ln Q$  ( $\equiv \ln(Y/P)$ ) y  $\ln(M2/P)$  (Secciones 5.4 y 5.7) revelan que estas series siguen procesos I(1). Las variables  $\ln Q$ ,  $\ln(M2/P)$  y  $\ln(Y/M2)$  están ligadas por la identidad  $\ln(Y/M2) \equiv \ln Q - \ln(M2/P)$ , de modo que la compatibilidad implica el resultado  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$ , obtenido a partir del análisis univariante de  $\ln(Y/M2)$ . Por otro lado, los análisis de  $\ln(Y/B)$  y  $\ln(M2/B)$  (Secciones 5.10 y 5.11) revelan que estas series siguen procesos I(1). Los ratios  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(Y/B)$  están ligados por la identidad  $\ln(Y/M2) \equiv \ln(Y/B) - \ln(M2/B)$ , de modo que la compatibilidad también implica en este caso el resultado obtenido  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$ .

El resultado  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$  implica que  $\ln Y$  y  $\ln M2$  operan en una relación CI(2,1) con vector de cointegración (1,-1).

En los modelos de  $\ln Y$ , no se imponen hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad, por eso no se contrastan estas hipótesis en los modelos de los ratios en los que participa  $\ln Y$ , es decir,  $\ln(Y/M2)$  y  $\ln(Y/B)$ .

### **5.9 Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja ( $B$ )**

La variable  $\ln B$  es diferente al resto de variables nominales que se analizan en este capítulo, puesto que su análisis univariante no facilita un resultado claro de un proceso I(2). No obstante, los análisis univariantes de los ratios  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/P)$ , que se presentan en las tres secciones siguientes, revelan que estos ratios siguen procesos I(1). Dado esto, y dado que los análisis univariantes de  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln P$  revelan procesos I(2), la compatibilidad requiere que  $\ln B$  siga un proceso I(2). A continuación se presenta el análisis univariante de  $\ln B$ .

La serie  $\ln B$  presenta una tendencia creciente y su *acf* decrece muy lentamente de forma lineal. Esto indica que es necesario aplicar, al menos, una diferencia regular para conseguir estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln B$  parece deambular, pero poco. Esta serie presenta un valor muy alto en IV/99, la última observación de la muestra. Un estudio de la serie mensual de  $\ln B$ , incluyendo datos del 2000, revela tres valores anormalmente altos, los de 12/99 y 1/2000, muy altos, y el de 11/99, anormalmente alto pero menor que los dos anteriores. Estos valores seguramente reflejan medidas de la Fed destinadas a evitar una crisis de liquidez como consecuencia del temido “efecto 2000”, que luego no se materializó. El extremo en IV/99 en la serie trimestral se modeliza como un impulso en esta fecha, puesto que se trata de un

aumento transitorio de  $\ln B$ .

Se comienza el análisis de  $\ln B$  estimando el modelo  $ARIMA(0,2,0)(0,1,0)_4$  con I,IV/99 (modelo B.1). Se denomina  $\ln BI$  a la serie  $\ln B$  extraído el I,IV/99 estimado en B.1. Los gráficos temporales y de  $acf/pacf$  de  $\ln BI$  y de sus distintas transformaciones se emplean en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de  $\ln B$ .

La serie  $\nabla \ln BI$  deambula, por lo que se aplica una segunda diferencia regular.

La serie  $\nabla^2 \ln BI$  presenta estacionalidad: los valores de los primeros (segundos) trimestres están sistemáticamente por debajo (encima) de la media global y los coeficientes asociados a los retardos anuales de la  $acf$  decrecen sólo muy lentamente. Por tanto, es necesario aplicar  $(1 + B + B^2 + B^3)$ .

La serie  $\nabla \nabla_4 \ln BI$  parece deambular mientras que  $\nabla^2 \nabla_4 \ln BI$  parece claramente estacionaria, por lo que se comienza especificando un modelo para la transformación  $\nabla^2 \nabla_4 \ln BI$ , potencialmente sobrediferenciada.

En las  $acf/pacf$  de  $\nabla^2 \nabla_4 \ln BI$  parece identificarse un  $MA(1)_4$ , por lo que se estima inicialmente el modelo  $ARIMA(0,2,0)(0,1,1)_4$  con I,IV/99 (modelo B.2).

Las  $acf/pacf$  residuales de B.2 sugieren reformular el modelo incorporando un  $MA(1)$  regular (modelo B.3), aunque también se aprecia un residuo muy extremo en II/91. Las  $acf/pacf$  de B.3 no muestran evidencia de estructura adicional. El gráfico de residuos de B.3 parece bien centrado. Presenta un incidente anómalo en I/91-II/91, pero parece razonable emplear el modelo B.3 como punto de partida para la construcción del MEG y evaluar la influencia de este incidente anómalo después.

En el MEG inicial el operador  $MA_0$  resulta literalmente no invertible ( $\hat{\lambda}_0 = 1.00$ ), por lo que se integra en  $f=0$ . La media muestral de los residuos del modelo resultante es menor

que su desviación típica estimada, lo que indica que no es necesario incorporar el parámetro  $\mu$ . En este modelo se contrasta la hipótesis  $\lambda_2 = -1$  y no se rechaza (DCD=.26), por lo que se integra en  $f=2$  (modelo B.4). En el modelo B.4 se contrasta la hipótesis  $\lambda_1 = -1$  y se rechaza (DCD=3.54). Se añade a B.4 un  $AR_1$  de sobreajuste. En el modelo que se obtiene, el resultado del contraste DCD para la hipótesis  $\lambda_1 = -1$  es ambiguo (DCD=1.80): se rechaza esta hipótesis al 90% (1.07), pero no al 95% (2.02). Se ensaya integrando en  $f=1$  (modelo B.5).

Los instrumentos de diagnóstico de B.5 no sugieren que haya pérdida alguna en la calidad de representación con respecto al modelo B.4: (1) las *acf/pacf* residuales de B.5 no muestran evidencia de mala especificación, (2) el gráfico de residuos de B.5 parece mejor centrado que el de B.4, (3) el parámetro estimado de I,IV/99,  $\hat{\alpha}_{20}$  y  $\hat{\theta}_1$  no varían significativamente al integrar en  $f=1$  y (4) la desviación típica residual estimada del modelo B.5 es ligeramente inferior a la de B.4. Por todo ello, parece aceptable emplear para  $\ln B$  una representación totalmente determinista de la estacionalidad, sobre todo teniendo en cuenta que supone una simplificación importante para los análisis de relación posteriores que incluyen esta variable.

En el modelo B.5 el parámetro  $\delta_1$  se estima no significativamente distinto de cero. Se ensaya suprimiendo este parámetro (modelo B.6) y no se aprecia una pérdida importante en la calidad de representación. En el modelo B.6 se contrasta la hipótesis de no invertibilidad y se rechaza contundentemente (28.00).

En el proceso de construcción del MEG se ha integrado en  $f=2$ , pero no se ha ensayado la incorporación de un operador AR de sobreajuste en esta frecuencia. Cuando se introduce este operador, el modelo no presenta evidencia de mala especificación, pero  $\delta_2$  se

estima positivo y significativamente distinto de cero,  $\theta_1$  se estima literalmente no invertible ( $\hat{\theta}_1 = 1.00$ ) y  $\hat{\delta}_2$  y  $\hat{\theta}_1$  no están altamente correlacionados. Este resultado sugiere una reformulación. Se especifica un modelo ARI(1,1) con  $\mu$ , con los términos deterministas de estacionalidad y con I,IV/99 (modelo B.7). En el modelo B.7 se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=4.60), resultado cualitativo que no varía cuando se incorpora un MA(1) de sobreajuste. Nótese que este resultado surge de un sobreajuste en  $f=2$  que, de haber sido de  $f=2$ , habría requerido  $\delta_2 < 0$ , pero el mismo resultado puede entenderse como sobreajuste en  $f=0$ .

Los modelos B.6 y B.7 son muy parecidos: (1) sus gráficos de residuos son muy semejantes, (2) las desviaciones típicas residuales estimadas de B.6 y B.7 son casi iguales, (3) los parámetros estimados de los términos deterministas de B.6 y B.7 no difieren significativamente y (4) las *acf/pacf* residuales no muestran evidencia de mala especificación en ninguno de estos dos modelos (en B.7 parte del valor de  $r_4$  se explica por la contribución del par de residuos II/97-II/98). Los modelos B.6 y B.7 parecen ambos adecuados para  $\ln B$ .

Los residuos de B.6 y B.7 no presentan incidentes anómalos importantes, aunque sí se detectan -S,I/86 y +S,I/91. En los residuos de B.6 y B.7 también se observa un extremo en III/95. A partir de los gráficos de residuos de B.6 y B.7 no resulta claro cómo modelizar este incidente último, ni tampoco a partir de los gráficos de las distintas transformaciones de  $\ln B$ . Para tratar de aclarar su forma, se calcula la serie  $\ln B$  extraídos los términos deterministas estimados en el modelo B.6 (no difieren significativamente de los del modelo B.7), que se denota  $\ln B^*$ . En el gráfico de  $\nabla \ln B^*$  se identifican cuatro escalones negativos en III/95-II/96.

Se ensaya incorporando al modelo B.6, al modelo B.6 con un AR<sub>2</sub> de sobreajuste, y al modelo B.7 los siguientes incidentes, de uno en uno, de dos en dos y los tres a la vez:

(1) S,I/86, (2) S,I/91 y (3) cuatro escalones en III/95-II/96. En todos los casos se obtiene el mismo tipo de resultados descrito para el caso en que sólo se incluye I,IV/99.

Teniendo en cuenta lo anterior, el análisis univariante de la serie de  $\ln B$  no conduce, de forma clara, a la conclusión I(2). Sin embargo, los análisis univariantes de los ratios  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/P)$ , que se presentan en las tres secciones siguientes, revelan que estos ratios siguen procesos I(1). Dado que los análisis univariantes de  $\ln Y$ ,  $\ln M2$  y  $\ln P$  revelan que estas series siguen procesos I(2), la compatibilidad requiere que  $\ln B$  siga un proceso I(2). Esto, unido a que el modelo B.6, formulado en la segunda diferencia, proporciona una representación de igual calidad a la del modelo B.7, formulado en la primera diferencia, justifica que se acepte la conclusión  $\ln B \sim I(2)$ .

No se suprime el I,IV/99 del modelo para  $\ln B$ , porque se dispone de información extramuestral que justifica mantenerlo. En el modelo B.6 se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad. No se rechazan las hipótesis  $\omega_{30} = 0$  ( $-\beta_{10} - \alpha_{20} = 0$ ) y  $\omega_{32} = 0$  ( $2\alpha_{10} - 4\alpha_{20} = 0$ ). En el modelo que incorpora estas dos restricciones  $2\hat{\alpha}_{10} = -\hat{\beta}_{10} = \hat{\alpha}_{20} = .0012(.0002)$ . Este modelo no se incluye en los Apéndices T.5 y G.5, porque no presenta cambios significativos con respecto al modelo B.6.

### 5.10 Velocidad de Circulación de la Base Monetaria ( $Y/B$ )

Las variables  $\ln Y$ ,  $\ln B$  y  $\ln(Y/B)$ , cumplen la identidad  $\ln(Y/B) \equiv \ln Y - \ln B$ .

Se denomina  $\ln(Y/B)I$  a la serie  $\ln(Y/B)$  extraídos los términos deterministas estimados en Y/B.1, que se incluyen por compatibilidad. La serie  $\ln Y$  también presenta tres escalones en III/90-I/91, que influyen en los parámetros ARMA de su modelo, aunque no en

la decisión de diferenciación. Estos escalones no se incluyen desde el principio en el análisis de  $\ln(Y/B)$  por los motivos expuestos en la Sección 5.4, pero posteriormente se evalúa su influencia.

Dado que  $\ln Y \sim I(2)$  y que el análisis univariante de  $\ln B$  no conduce de forma clara a la conclusión  $I(2)$ , se comienza especificando un modelo para  $\nabla^2 \ln(Y/B)_I$ , que es una transformación compatible con el resultado  $\ln B \sim I(2)$  sin cointegración y también con el resultado  $\ln B \sim I(1)$ . Tanto  $\ln(Y/B)_I$  como  $\nabla \ln(Y/B)_I$  parecen deambular, por lo que comenzar el análisis con  $\nabla^2 \ln(Y/B)_I$  tampoco parece forzado.

En las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln(Y/B)_I$  se identifica la configuración de un MA(1), con parámetro positivo, débil. La serie  $\nabla^2 \ln(Y/B)_I$  presenta un extremo de  $3.3\sigma$  en II/91 que procede en parte de  $\ln Y$  (presenta tres escalones negativos en III/90-I/91) y en parte de  $\ln B$  (presenta +S,I/91), pero inicialmente no se trata este extremo con análisis de intervención. Se estima un modelo IMA(2,1) con los términos deterministas de estacionalidad e impulsos en IV/87, IV/92 y IV/99. El parámetro asociado a I,IV/92 no resulta significativamente distinto de cero, debido a que  $\ln B$  presenta +I,IV/92 de un tamaño similar al +I,IV/92 presente en  $\ln Y$ . Se suprime el I,IV/92 y se obtiene el modelo Y/B.2.

El modelo Y/B.2 puede considerarse adecuado, aunque en su gráfico de residuos se observa un incidente anómalo en II/90-II/91. Se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=24.72). Se incorpora a Y/B.2 un AR(1) de sobreajuste. En el modelo resultante,  $\hat{\phi}_{11}$  es positivo y significativamente distinto de cero,  $\theta_1$  se estima literalmente no invertible y  $\hat{\phi}_{11}$  y  $\hat{\theta}_1$  no están altamente correlacionados. Este resultado sugiere la especificación de un modelo ARI(1,1) con  $\mu$ , con los términos deterministas de estacionalidad e impulsos en

IV/87 y IV/99. Antes de estimar este modelo, se evalúa la influencia del incidente anómalo en II/90-II/91, presente en los residuos de Y/B.2, en el resultado  $\ln(Y/B) \sim I(1)$ . Se incorporan a Y/B.2 tres escalones en III/90-I/91. Los residuos del modelo resultante presentan un extremo de  $-2.1\sigma$  en II/90, junto al valor intervenido en III/90, por lo que se incorpora un escalón adicional en II/90 (procede de  $\ln B$ ), obteniéndose el modelo Y/B.3.

El modelo Y/B.3 parece adecuado. En este modelo se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=30.32). Se incorpora a Y/B.3 un AR(1) de sobreajuste. En el modelo resultante no puede rechazarse la hipótesis de no invertibilidad (DCD=.10), lo que significa que los cuatro escalones en II/90-I/91 no influyen en conjunto en la conclusión  $\ln(Y/B) \sim I(1)$ .

Los modelos Y/B.4 e Y/B.5 son, respectivamente, los resultados de estimar un ARI(1,1) con  $\mu$ , con los términos deterministas de estacionalidad e impulsos en IV/87 y IV/99, y este mismo modelo con cuatro escalones en II/90-I/91 además.

El modelo Y/B.4 parece adecuado, con la excepción posible del incidente en II/90-II/91. En Y/B.4 se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF= 4.08), confirmando la conclusión  $\ln(Y/B) \sim I(1)$  obtenida cuando se comienza modelizando en la segunda diferencia.

En el modelo Y/B.5 los valores de  $r_5$  y  $r_{11}$  son un poco grandes y conducen a un valor alto del estadístico Q de Ljung y Box (1978), pero la mayor parte de estos valores se explica por la contribución de unos pocos pares de residuos extremos: (1) II/94-III/95 y III/95-IV/96 en el caso de  $r_5$  y (2) II/86-I/89 y IV/92-III/95 en el caso de  $r_{11}$ . En Y/B.5 también se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF= 4.75), lo que confirma que los cuatro escalones en II/90-I/91 no influyen en la conclusión  $\ln(Y/B) \sim I(1)$ . Estos cuatro

escalones tampoco influyen en los parámetros del modelo ARI(1,1).

Los residuos de Y/B.4 e Y/B.5 presentan dos extremos en II/86 y III/95 que proceden de  $\ln B$ , que presenta -S,I/86 y cuatro escalones negativos en III/95-II/96. Se incorpora a cada uno de los modelos Y/B.4 e Y/B.5 primero un escalón en I/86, después cuatro escalones III/95-II/96 y, por último, los cinco escalones a la vez. En ningún caso las intervenciones influyen en el resultado  $\ln(Y/B) \sim I(1)$  obtenido con SF, ni en los parámetros de Y/B.4 e Y/B.5. También se ha comprobado que estas intervenciones no influyen en la conclusión  $\ln(Y/B) \sim I(1)$  que se obtiene cuando se comienza modelizando en la segunda diferencia.

Dados los resultados obtenidos  $\ln Y \sim I(2)$  y  $\ln(Y/B) \sim I(1)$ , la compatibilidad requiere que  $\ln B \sim I(2)$ . En conjunto, estos tres resultados implican que  $\ln Y$  y  $\ln B$  operan en una relación CI(2,1) con coeficientes (1,-1).

### 5.11 Multiplicador Monetario del Dinero $M2$ ( $M2/B$ )

Las variables  $\ln M2$ ,  $\ln B$  y  $\ln(M2/B)$ , cumplen la identidad  $\ln(M2/B) \equiv \ln M2 - \ln B$ .

Se denomina  $\ln(M2/B)I$  a la serie  $\ln(M2/B)$  extraídos los términos deterministas estimados en M2/B.1, que se incluyen por compatibilidad.

Los ratios  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$  y  $\ln(M2/B)$  están ligados por la identidad  $\ln(Y/M2) \equiv \ln(Y/B) - \ln(M2/B)$ . El análisis de la sección anterior revela  $\ln(Y/B) \sim I(1)$ . El resultado  $\ln(Y/M2) \sim I(1)$  es contundente al 90% de confianza, pero débil al 95% (Sección 5.8). Por eso se comienza especificando un modelo para  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$  en lugar de para  $\nabla \ln(M2/B)I$ . La transformación  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$  es compatible con el resultado  $\ln B \sim I(2)$  sin cointegración y también con  $\ln B \sim I(1)$ , dado que  $\ln M2 \sim I(2)$ . Además,  $\ln(M2/B)I$  y  $\nabla \ln(M2/B)I$  parecen deambular, por lo que no parece forzado comenzar el

análisis con  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$ .

Las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$  presentan una evidencia muy débil de un MA(1) con parámetro positivo. La serie  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$  presenta un extremo de  $3.3\sigma$  en III/95 que procede en parte de  $\ln M2$  (presenta dos escalones positivos en II/95 y III/95), y en parte de  $\ln B$  (presenta cuatro escalones negativos en III/95-II/96), pero inicialmente no se trata este extremo con análisis de intervención. Se estima un modelo IMA(2,1) con los términos deterministas de estacionalidad e impulso en IV/99 (modelo M2/B.2). El parámetro del MA(1) resulta muy débil.

Los residuos de M2/B.2 presentan un extremo de  $3.6\sigma$  en III/95. En el gráfico de  $\nabla \ln(M2/B)I$  se aprecian cinco escalones positivos en II/95-II/96 que, como se comenta más arriba, proceden en parte de  $\ln M2$  y en parte de  $\ln B$ . Se incorporan a M2/B.2 cinco escalones en II/95-II/96 (modelo M2/B.3). Se trata de un ejercicio un poco forzado, porque se añaden cinco escalones de una sola vez, pero se ha comprobado que, cuando no se incorporan los cinco, la serie residual presenta valores extremos o casi extremos junto a valores intervenidos.

El modelo M2/B.3 parece adecuado. El gráfico de residuos de este modelo parece bien centrado y no presenta valores muy extremos. Los valores de  $r_4$ ,  $r_5$ ,  $r_6$  y  $r_7$  son un poco grandes, pero se explican en su mayor parte por la contribución de un solo par de residuos extremos, II/90-II/91, I/90-II/91, I/88-III/89 y III/89-II/91 respectivamente. En el modelo M2/B.3 se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD= 61.08). Cuando se incorpora a M2/B.3 un AR(1) de sobreajuste, se obtiene un modelo en el que  $\hat{\phi}_{11}$  es positivo y significativamente distinto de cero,  $\theta_1$  se estima literalmente no invertible y  $\hat{\phi}_{11}$  y  $\hat{\theta}_1$  no están altamente correlacionados. Este resultado conduce a la especificación de un modelo

ARI(1,1) con  $\mu$ , con los términos deterministas de estacionalidad, I,IV/99 y cinco escalones en II/95-II/96. Se ha comprobado que se obtiene este mismo tipo de resultado en el modelo ARIMA(1,2,1) sin los cinco escalones en II/95-II/96, lo que quiere decir que estos escalones no influyen en conjunto en la conclusión  $\ln(M2/B) \sim I(1)$ .

Los modelos M2/B.4 y M2/B.5 se obtienen, respectivamente, al estimar un ARI(1,1) con  $\mu$ , con los términos deterministas de estacionalidad e I,IV/99, y este mismo modelo con cinco escalones en II/95-II/96 además.

Las *acf/pacf* residuales de M2/B.4 no muestran evidencia de estructura adicional, pero los residuos de este modelo presentan un extremo de  $3.5\sigma$  en III/95 que puede distorsionarlas. En M2/B.4 se rechaza la hipótesis de no estacionariedad (SF=2.24), confirmando la conclusión  $\ln(M2/B) \sim I(1)$  que se obtiene cuando se comienza modelizando en la segunda diferencia.

El modelo M2/B.5 parece adecuado. Los residuos de M2/B.5 presentan algunos valores extremos en el periodo III/89-II/91, pero no es probable que estos extremos puedan distorsionar mucho las *acf/pacf*. Además, en estos residuos no hay ningún par de extremos que aporte distorsión negativa considerable en  $r_1$ , que pueda sesgar hacia abajo  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer que se rechace la hipótesis de no estacionariedad. En M2/B.5 el valor del estadístico SF es 1.75, que coincide con el valor crítico del contraste al 95%, lo que quiere decir que el resultado del contraste al 95% de confianza es ambiguo. Por supuesto, se rechaza la hipótesis de no estacionariedad de forma contundente al 90% de confianza. En consecuencia, parece sensato interpretar que los cinco escalones en II/95-II/96 no influyen en el resultado  $\ln(M2/B) \sim I(1)$ , sobre todo teniendo en cuenta que, como se comenta más arriba, en el ARIMA(1,2,1) con estos cinco escalones el parámetro  $\theta_1$  se estima literalmente no

invertible. Los cinco escalones en II/95-II/96 tampoco influyen en los parámetros del  $ARI(1,1)$ .

Dados los resultados obtenidos,  $\ln M2 \sim I(2)$  y  $\ln(M2/B) \sim I(1)$ , la compatibilidad requiere que  $\ln B \sim I(2)$ . En conjunto estos tres resultados implican que  $\ln M2$  y  $\ln B$  operan en una relación  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$ .

### 5.12 Saldo Real Monetario de la Base Monetaria ( $B/P$ )

Se comienza estimando para  $\ln(B/P)$  un modelo  $ARIMA(0,2,0)$  con los términos deterministas de estacionalidad (modelo B/P.1), que se incluyen por compatibilidad. No se incluye I,IV/99, que está presente en el modelo de  $\ln B$ , porque el ratio  $\ln(B/P)$  se calcula con la serie  $\ln B$  retardada un periodo respecto a la serie  $\ln P$ , es decir, se calcula usando la serie  $\ln B$  en la muestra IV/84-III/99. La serie  $\ln(B/P)I$  corresponde a la serie  $\ln(B/P)$  extraídos los términos deterministas estimados en B/P.1.

Los resultados  $\ln Q (\equiv \ln(Y/P)) \sim I(1)$  y  $\ln(Y/B) \sim I(1)$  implican que  $\ln(B/P) \sim I(1)$ , puesto que  $\ln(B/P) \equiv \ln Q - \ln(Y/B)$ . Los resultados  $\ln(M2/P) \sim I(1)$  y  $\ln(M2/B) \sim I(1)$  también implican que  $\ln(B/P) \sim I(1)$ , puesto que  $\ln(B/P) \equiv \ln(M2/P) - \ln(M2/B)$ . Por eso se comienza especificando un modelo para  $\nabla \ln(B/P)I$ , aunque su gráfico de datos deambula.

Las *acf/pacf* de  $\nabla \ln(B/P)I$  presentan la configuración de un  $AR(1)$ , por lo que se estima el modelo  $ARI(1,1)$  con  $\mu$  y los términos deterministas de estacionalidad (modelo B/P.2).

El modelo B/P.2 parece adecuado. La mayor parte del valor de  $r_4$  se explica por la contribución de los pares de residuos III/85-III/86 y II/91-II/92. En este modelo se rechaza la hipótesis de no estacionariedad ( $SF=5.20$ ). En los residuos de B/P.2 los pares de residuos II/86-III/86 y II/91-III/91 aportan distorsión negativa en  $r_1$  por lo que pueden sesgar hacia

abajo  $\hat{\phi}_{11}$  y, en consecuencia, favorecer que se rechace la hipótesis de no estacionariedad. Se incorpora al modelo B/P.2 un escalón en II/91 (procede de  $\ln B$ , que presenta +S,I/91), un escalón en II/86 (procede de  $\ln B$ , que presenta -S,I/86) y estos dos escalones a la vez. Las intervenciones no resultan influyentes, por separado ni en conjunto, en el resultado acerca del orden de integración de  $\ln(B/P)$ , ni en los parámetros de B/P.2: en los tres casos los modelos parecen adecuados y SF rechaza no estacionariedad muy claramente.

Dados los resultados obtenidos,  $\ln P \sim I(2)$  y  $\ln(B/P) \sim I(1)$ , la compatibilidad requiere que  $\ln B \sim I(2)$ . En conjunto estos tres resultados implican que  $\ln B$  y  $\ln P$  operan en una relación CI(2,1) con coeficientes (1,-1).

### 5.13 Pasivo Total del Estado (S)

La serie  $\ln S$  presenta una tendencia creciente y su *acf* decrece muy lentamente con el retardo, lo que indica que es necesario aplicar al menos una diferencia regular para conseguir estacionariedad. Además, se aprecia cierta concavidad hacia abajo en el gráfico de datos de  $\ln S$ , que se irá confirmando a lo largo del análisis.

En el gráfico de datos de  $\nabla \ln S$ , lo más destacado es una tendencia decreciente y su *acf* presenta un decrecimiento muy lento, lo que justifica aplicar una diferencia regular adicional.

La serie  $\nabla^2 \ln S$  presenta un comportamiento estacional: los valores de los segundos trimestres están por debajo de la media global con una sola excepción y los coeficientes asociados a los retardos anuales de la *acf* decrecen muy lentamente. Esto indica que es necesario aplicar  $(1 + B + B^2 + B^3)$ .

La serie  $\nabla \nabla_4 \ln S$  parece deambular mientras que  $\nabla^2 \nabla_4 \ln S$  parece claramente estacionaria, por lo que se comienza especificando un modelo para la transformación

$\nabla^2 \nabla_4 \ln S$ , potencialmente sobrediferenciada.

Las *acf/pacf* de  $\nabla^2 \nabla_4 \ln S$  sugieren especificar el modelo ARIMA(0,2,1)(0,1,1)<sub>4</sub>. Se incorpora a este modelo I,IV/99, a pesar de que el gráfico temporal de  $\nabla^2 \nabla_4 \ln S$  no presenta un extremo en IV/99, porque uno de los componentes de  $S$  es  $B$  y  $B$  tiene un extremo importante en IV/99, como se comenta en la Sección 5.9.

El resultado de la estimación del modelo ARIMA(0,2,1)(0,1,1)<sub>4</sub> con I,IV/99 se denomina S.1. Las *acf/pacf* residuales de S.1 no muestran evidencia de estructura adicional. La serie de residuos parece deambular y presenta dos extremos, en II/97 y II/98, que aportan distorsión positiva en  $r_4$  y pueden sesgar a la baja el valor estimado de  $\Theta_1$ . Para evaluar su influencia, se añaden a S.1 dos escalones en II/97 y II/98. Estos escalones influyen en  $\hat{\Theta}_1$  ( $\hat{\Theta}_1 = 1.00(.15)$  en el modelo con escalones en II/97 y II/98), por lo que parece posible que influyan también en los órdenes de integración del MEG. Se construye el MEG sin intervenciones, con S,II/97, con S,II/98 y con los dos escalones juntos. Se encuentra que S,II/97 y S,II/98 no influyen, en conjunto ni por separado, en los órdenes de integración ni en los parámetros del MEG, por lo que únicamente se presenta el proceso de construcción del MEG que parte del modelo S.1.

En el MEG inicial el operador  $MA_0$  resulta literalmente no invertible ( $\hat{\lambda}_0 = 1.00$ ). Se integra en  $f=0$  y se obtiene el modelo S.2. La media muestral de los residuos de S.2 es negativa y alta, en valor absoluto, en relación con su desviación típica estimada. Esto no es debido a la distorsión de un pequeño número de residuos extremos negativos, lo que indica que es necesario añadir  $\mu$  al modelo.

En el modelo que incorpora  $\mu$  se contrastan las hipótesis  $\lambda_2 = -1$  y  $\lambda_1 = -1$ . El resultado del contraste DCD para la hipótesis  $\lambda_2 = -1$  es ambiguo (DCD=1.54):  $H_0$  se

rechaza al 90% de confianza (1.00), pero no se rechaza al 95% (1.94). El resultado del contraste DCD para la hipótesis  $\lambda_1 = -1$  también es ambiguo (DCD=1.48): se rechaza al 90% de confianza (1.07), pero no al 95% (2.02). Se añade a este modelo un  $AR_1$  de sobreajuste y, en el modelo resultante,  $\hat{\lambda}_1 = -1.00$ . Se integra en  $f=1$  y se obtiene el modelo S.3.

El gráfico de residuos de S.3 presenta algunas rachas de valores positivos y negativos. Pero los residuos no presentan ningún extremo importante y sus *acf/pacf* no muestran evidencia de estructura adicional, por lo que no parece necesario reformular este modelo. En S.3 se rechaza la hipótesis  $\lambda_2 = -1$  (DCD= 2.52). Se incorpora a S.3 un  $AR_2$  de sobreajuste. En el modelo resultante,  $\delta_2$  y  $\theta_1$  se estiman no significativamente distintos de cero y no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad del  $MA_2$  (DCD=.24). Se integra en  $f=2$  antes de suprimir ningún parámetro. En el modelo resultante,  $\delta_2$  se estima significativamente distinto de cero,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y altamente correlacionados. En este modelo se rechaza la hipótesis de no invertibilidad (DCD=7.32). Se suprime  $\theta_1$  y se obtiene el modelo S.4. Este modelo puede considerarse adecuado: su gráfico de residuos presenta algunas pequeñas rachas de valores positivos y negativos, pero no presenta extremos importantes, y sus *acf/pacf* no indican que este modelo necesite ser reformulado.

En S.4 el parámetro  $\hat{\mu}$  es significativamente distinto de cero. Se ensaya suprimiendo  $\mu$  de S.4, pero se obtiene un modelo con una media residual negativa (-.0013) y alta (en valor absoluto) en relación con su desviación típica estimada (.0006). El valor de la media no puede explicarse por la distorsión de un pequeño número de residuos extremos negativos. Se mantiene  $\mu$  en el modelo, aunque hacerlo equivale a aceptar que  $\ln S$  contiene un componente determinista de tendencia cuadrática  $\eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 t^2$ .

En el modelo S.4 se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad. No se rechazan las hipótesis  $\beta_{11} = 0$  ( $\beta_{10} - \alpha_{10} = 0$ ) y  $\omega_{12} = 0$  ( $-2\alpha_{10} - 4\alpha_{20} = 0$ ). En el modelo que incorpora estas restricciones  $\hat{\alpha}_{10} = \hat{\beta}_{10} = -2\hat{\alpha}_{20} = .0026(.0004)$ . Este modelo no se incluye en los Apéndices T.5 y G.5, porque no presenta cambios significativos con respecto al modelo S.4.

#### 5.14 Ratio de Monetización del Pasivo Total del Estado ( $B/S$ )

La serie  $\ln(B/S)I$  corresponde a la serie  $\ln(B/S)$  extraídos los términos deterministas de estacionalidad e I,IV/99, estimados en el modelo B/S.1. La serie  $\ln(B/SI)I$  corresponde a la serie  $\ln(B/SI)$  extraídos los mismos términos deterministas, estimados en el modelo B/S1.1, donde  $\ln(B/SI)$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2 \ln(B/S)_t - .00073$  (.00073 es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln S$  en el modelo de  $\ln S$ , S.4).

Las series  $\ln(B/S)I$  y  $\ln(B/SI)I$  son muy diferentes entre sí, lo mismo que  $\nabla \ln(B/S)I$  y  $\nabla \ln(B/SI)I$ , pero  $\nabla^2 \ln(B/S)I$  y  $\nabla^2 \ln(B/SI)I$  son muy semejantes. Los gráficos temporales y de *acf/pacf* de  $\ln(B/SI)I$ ,  $\nabla \ln(B/SI)I$  y  $\nabla^2 \ln(B/SI)I$  se emplean en la especificación inicial del orden de integración y la estructura ARMA de  $\ln(B/S)$ .

La serie  $\ln(B/SI)I$  presenta una tendencia decreciente y su *acf* presenta una configuración indicativa de no estacionariedad.

La serie  $\nabla \ln(B/SI)I$  parece deambular y en sus *acf/pacf* se identifica la configuración de un AR(3). La serie  $\nabla^2 \ln(B/SI)I$  parece claramente estacionaria y en sus *acf/pacf* se identifica la configuración de un AR(2) con raíces imaginarias.

Se comienza estimando el modelo ARI(2,2) con  $\mu$ , con los términos deterministas de

estacionalidad e I,IV/99 para  $\ln(B/S)$ . En el modelo resultante, que no presenta evidencia de mala especificación, el parámetro  $\alpha_{10}$  se estima no significativamente distinto de cero, lo cual no es sorprendente, teniendo en cuenta que los valores estimados de  $\alpha_{10}$  en los modelos de  $\ln B$  y  $\ln S$  son muy semejantes. Se suprime  $\alpha_{10}$  y se obtiene el modelo B/S.2.

Los instrumentos de diagnóstico de B/S.2 no muestran evidencia de mala especificación. Cuando se añade a B/S.2 un MA(1) de sobreajuste,  $\theta_1$  se estima no significativamente distinto de cero y se rechaza la hipótesis de no invertibilidad: DCD=2.22. La misma conclusión ( $\ln(B/S) \sim I(2)$ ) se obtiene con SF (SF=.91) en el modelo AR(3) estimado para  $\nabla \ln(B/S)$  con I,IV/99, un término de tendencia determinista lineal ( $\eta_0 + \eta_1 t$ ),  $\nabla \cos(\pi t/2)$ ,  $\nabla \sin(\pi t/2)$  y  $\nabla(-1)^t$ .

En el modelo B/S.2 se contrastan las hipótesis de simplificación de los términos deterministas de estacionalidad. No se rechaza la hipótesis  $\omega_{42} = 0$  ( $2\beta_{10} + 4\alpha_{20} = 0$ ). En el modelo que impone esta restricción se tiene  $\hat{\beta}_{10} = -2\hat{\alpha}_{20} = -.45(.03)$ . No se incluye este modelo en los Apéndices T.5 y G.5, porque no presenta cambios significativos respecto a B/S.2.

El resultado  $\ln(B/S) \sim I(2)$  implica que  $\ln B$  y  $\ln S$  no operan en una relación CI(2,1) con vector (1,-1).

### 5.15 Conclusiones

Los análisis univariantes, junto con razonamientos acerca de condiciones de compatibilidad de procesos ligados por identidades, presentados en este capítulo, revelan que las variables absolutas reales ( $\ln Q$ ,  $r$  e  $i$ ) siguen procesos I(1) mientras que las variables absolutas nominales ( $\ln Y$ ,  $\ln M^2$ ,  $\ln B$  y  $\ln S$ ) siguen procesos I(2). En el caso  $\ln B$ , el

análisis univariante solo no conduce, de forma clara, a la conclusión I(2), pero un resultado, en cuanto al orden de integración, compatible con los obtenidos para  $\ln Y$ ,  $\ln M2$ ,  $\ln P$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/P)$ , requiere que  $\ln B$  siga un proceso I(2). Análisis MEG revelan que todas las series con estacionalidad presentan estacionalidad determinista en las frecuencias uno y dos. La estacionalidad determinista detectada en  $\ln Y$  y  $\ln Q$ , al igual que en  $\ln P$  (Capítulo 3), es inconsistente con el carácter oficial de desestacionalizadas de estas series.

Los análisis de  $r$  e  $i$  indican que  $\nabla r$  y  $\nabla i$  siguen procesos I(0) con  $\mu$  cero y estructura AR(1) con parámetro positivo.

El análisis univariante de  $\ln Q$  presentado en este capítulo revela, de forma clara, que esta serie sigue un proceso I(1) (con  $\mu$  positivo para  $\nabla \ln Q$ ), aunque en la literatura existe un amplio debate desde más de veinte años que cuestiona si esta serie sigue un proceso I(1) o si sigue un proceso I(0) alrededor de una tendencia determinista lineal. La serie  $\ln Q$  presenta tres escalones negativos en III/90-I/91, que resultan influyentes en los parámetros ARMA de su modelo, aunque no en la decisión de diferenciación.

La serie  $\nabla^2 \ln S$  sigue un proceso I(0) con  $\mu$  negativo. Se mantiene  $\mu$  en el modelo para  $\nabla^2 \ln S$ , a pesar de que esto equivale a aceptar que  $\ln S$  contiene un componente de tendencia determinista cuadrática, con el fin de tener un modelo estadísticamente adecuado que pueda emplearse en la búsqueda de relaciones. Por supuesto, no sería sensato emplear este modelo para realizar operaciones de previsión.

Los análisis univariantes de  $\ln(Y/P)$  ( $\equiv \ln Q$ ),  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$ ,  $\ln(B/P)$  y  $\ln(B/S)$ , presentados en este capítulo, y de los ratios  $\ln(S/P)$ ,  $\ln(Y/S)$  y  $\ln(M2/S)$ , cuyos análisis no se presentan detalladamente en esta tesis, revelan que los ratios

que no contienen  $S$  siguen procesos  $I(1)$ , mientras que los que contienen  $S$  siguen procesos  $I(2)$ . Esto implica que  $\ln S$  no opera en relaciones de cointegración bivariantes  $CI(2,1)$ , con coeficientes  $(1,-1)$ , con  $\ln P$ ,  $\ln Y$ ,  $\ln M2$ , ni con  $\ln B$ , mientras que cada una de estas cuatro variables sí opera en este tipo de relación de equilibrio estadístico a largo plazo con las otras tres.

Los resultados de los análisis presentados en los Capítulos 4 y 5, revelan que los órdenes de integración de las variables absolutas y de los ratios de variables nominales son iguales en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99. Los componentes de tendencia determinista que presentan las series  $\ln B$  y  $\ln S$  en cada una de estas muestras son distintos: (1) la serie anual  $\ln B$  en la muestra 59-99 presenta un componente determinista de tendencia cuadrática que no presenta la serie trimestral de esta misma variable en la muestra I/85-IV/99 y (2) la serie trimestral (I/85-IV/99)  $\ln S$  presenta un componente determinista de tendencia cuadrática que no se detecta en la serie anual 59-99 de esta misma variable.

En los Capítulos 4 y 5 se detectan relaciones de cointegración  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$  entre las variables nominales  $Y$ ,  $P$ ,  $M2$  y  $B$  (en logaritmo), a través de los análisis univariantes de los ratios de estas variables y requisitos de compatibilidad. En el Capítulo 6 se investigan otras relaciones de cointegración entre las variables incluidas en esta investigación, empleando datos trimestrales en la muestra I/85-IV/99.

---

## APÉNDICE T.5: Tablas de Modelos Univariantes

---

En la Tabla 5.1 se presentan estadísticos elementales para distintas transformaciones de las variables absolutas: media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) y desviación típica de los datos,  $\hat{\sigma}_w$ . Se incluyen estos estadísticos para las transformaciones  $\nabla$  y  $\nabla^2$  de las series sin estacionalidad y para las transformaciones  $\nabla$ ,  $\nabla^2$ ,  $\nabla\nabla_4$  y  $\nabla^2\nabla_4$  de las series con estacionalidad. Se presenta, para las *acf/pacf* de las mismas transformaciones, el estadístico Q de Ljung y Box (1978) con los grados de libertad entre paréntesis. Además, para la transformación  $\nabla$  de las series sin estacionalidad y para  $\nabla$ ,  $\nabla^2$  y  $\nabla\nabla_4$  de las series con estacionalidad, se incluye una clave que denota si el gráfico de la serie parece estacionario (E), deambula (D), presenta estacionalidad (Est.) o si se tienen dudas acerca de su estacionariedad (?). En la última columna se indican la estructura ARMA y los hechos anómalos que se observan para cada variable.

En la Tabla 5.2 se presentan, para  $\nabla$  y  $\nabla^2$  de los ratios (en logaritmo), una vez extraídos los términos deterministas presentes en los modelos de las variables absolutas que los componen, los estadísticos elementales y el estadístico Q de Ljung y Box (1978). En la última columna de esta tabla se especifican los términos deterministas que han sido extraídos de los logaritmos de las variables ratio.

En la Tabla 5.3 se presentan los modelos ARIMA construidos para las variables absolutas. Los modelos Q.7 y Q.8, presentados en esta tabla, se obtienen a partir de la estimación conjunta de los modelos univariantes de  $\ln P$ ,  $\ln Y$  y  $\ln Q$  en modelos trivariantes estocásticos con dinámica diagonal y  $\Sigma$  diagonal (véase Sección 5.4).

La Tabla 5.5 contiene los modelos MEG elaborados para las variables absolutas. La

Tabla 5.7 contiene los modelos univariantes elaborados para las variables ratio.

La Tabla 5.3 incluye, para cada modelo, la siguiente información: (1) nombre, (2) número de diferencias anuales,  $D$ , (3) número de diferencias regulares,  $d$ , (4) parámetro  $\mu$  estimado,  $\hat{\mu}$ , (5) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (impulso,  $I$ , y escalón,  $S$ ), valor estimado del coeficiente  $\gamma$ , en su caso, de la ganancia a largo plazo,  $\hat{g}$ , (6) estimaciones de los parámetros AR regulares,  $\hat{\phi}_{11}$ ,  $\hat{\phi}_{21}$  y  $\hat{\phi}_{22}$  (con el factor de amortiguamiento estimado de los AR(2) con raíces imaginarias,  $\hat{fa}$ , y el periodo estimado,  $\hat{per}$ , expresado en trimestres), MA regular,  $\hat{\theta}_1$ , y MA anual,  $\hat{\Theta}_1$  y (7) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ . Todos los parámetros estimados, excepto  $\hat{\sigma}_a$ , van acompañados por su desviación típica estimada entre paréntesis.

La Tabla 5.5 contiene, para los modelos MEG de las variables absolutas: (1) nombre, (2) operadores AR con raíces de módulo uno, (3) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (impulso,  $I$ ) y valor estimado del coeficiente, (4) coeficientes estimados de los términos de estacionalidad determinista,  $\hat{\alpha}_{10}$ ,  $\hat{\beta}_{10}$  y  $\hat{\alpha}_{20}$ , (5) estimaciones de los parámetros del AR(2),  $\hat{\phi}_1$ ,  $\hat{\phi}_2$  (con el factor de amortiguamiento estimado de los AR(2) con raíces imaginarias,  $\hat{fa}$ , y el periodo estimado,  $\hat{per}$ ),  $\hat{\theta}_1$  y parámetros  $\hat{\lambda}_f$  y  $\hat{\delta}_f$ , donde  $f$  es la frecuencia de cada operador y (6) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ .

La Tabla 5.7 contiene, para los modelos univariantes de las variables ratio:

(1) nombre, (2) número de diferencias regulares,  $d$ , (3) parámetro  $\mu$  estimado,  $\hat{\mu}$ , (4) términos de intervención descritos por su fecha, tipo de intervención (impulso,  $I$ , y escalón,  $S$ ), valor estimado del coeficiente  $\gamma$ , en su caso, de la ganancia a largo plazo,  $\hat{g}$ , (5) coeficientes estimados de los términos de estacionalidad determinista,  $\hat{\alpha}_{10}$ ,  $\hat{\beta}_{10}$  y  $\hat{\alpha}_{20}$ ,

(6) estimaciones de los parámetros ARMA ( $\hat{\phi}_{11}$ ,  $\hat{\phi}_{21}$ ,  $\hat{\phi}_{22}$  y  $\hat{\theta}_1$ ) y (7) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ .

La forma general de los modelos de la Tabla 5.3 se escribe:

$$z_t \equiv \sum_i (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2) \xi_t^i + N_t \quad (1)$$

$$(1 - \phi_{11} B)(1 - \phi_{21} B - \phi_{22} B^2)(\nabla^d \nabla_4^D N_t - \mu) = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_1 B^4) a_t$$

con  $\phi_{21}^2 + 4\phi_{22} < 0$ .

La forma general de los modelos de la Tabla 5.5 se escribe:

$$z_t \equiv \sum_i \omega_0 \xi_t^i + \alpha_{10} \cos\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \beta_{10} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{2}\right) + \alpha_{20} (-1)^t + N_t \quad (2)$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - \delta_1 B^2)(1 - \delta_2 B) \nabla^2 (1 + B^2)(1 + B) N_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \lambda_1 B^2)(1 - \lambda_2 B) a_t$$

con  $\phi_1^2 + 4\phi_2 < 0$ ,  $-1 < \delta_1 < 0$ ,  $-1 < \delta_2 < 0$ ,  $-1 < \lambda_1 < 0$  y  $-1 < \lambda_2 < 0$ .

Los modelos de la Tabla 5.7 tienen la forma de la primera ecuación de (2) y de la segunda ecuación de (1), con  $D = \Theta_1 = 0$ .

Las Tablas 5.4, 5.6 y 5.8 presentan, para los modelos presentados en las Tablas 5.3, 5.5 y 5.7 respectivamente, los siguientes instrumentos diagnósticos: (1) media de los residuos,  $\bar{a}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ), (2) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con los grados de libertad entre paréntesis y (3) fecha y valor tipificado de residuos con valor absoluto tipificado igual o mayor a dos desviaciones típicas residuales.

Todos los modelos se denotan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que designa el modelo.

**Tabla 5.1:** Estadísticos de resumen de las variables absolutas

Variable	$\nabla$ Variable				$\nabla^2$ Variable				$\nabla\nabla_4$ Variable				$\nabla^2\nabla_4$ Variable			Estructura ARMA y hechos anómalos que se observan
	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	
<b>r</b>	-.05 (.05)	.41	35.4 (8)	?	.01 (.05)	.37	12.2 (8)									AR(1) en d=1
<b>i</b>	-.08 (.06)	.44	18.0 (8)	E	.02 (.06)	.49	9.9 (8)									AR(1) en d=1
<b>lnP<sup>1</sup></b>	.62 (.03)	.24	162.5 (15)	D	-.00 (.03)	.20	34.8 (15)	E								AR(2) en d=2
<b>lnQ</b>	.80 (.07)	.51	17.2 (15)	E	.02 (.08)	.63	26.9 (15)									AR(2) en d=1
<b>lnY</b>	1.42 (.06)	.48	10.7 (15)	?	.01 (.08)	.62	23.4 (15)	E								
<b>lnM<sup>2</sup></b>	1.15 (.09)	.72	78.9 (15)	D	-.00 (.08)	.63	30.5 (15)	E	-.02 (.11)	.80	39.2 (15)	?	-.04 (.11)	.81	30.0 (15)	

Claves: E: Estacionario

D: Deambula

Est.: presenta estacionalidad

?: Dudas acerca de estacionariedad

1. Véase Capítulo 3.

**Tabla 5.1 (cont.):** Estadísticos de resumen de las variables absolutas

Variable	$\nabla$ Variable				$\nabla^2$ Variable				$\nabla\nabla_4$ Variable				$\nabla^2\nabla_4$ Variable			Estructura ARMA y hechos anómalos que se observan
	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	CLAVE	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] [%]	$\hat{\sigma}_w$ (%)	Q (k)	
<b>lnB</b>	1.90 (.12)	.89	53.9 (15)	D	.05 (.12)	.93	71.4 (15)	Est.	.07 (.12)	.89	34.4 (15)	D	.05 (.11)	.79	13.0 (15)	+I(?),IV/99
<b>lnS</b>	1.64 (.17)	1.30	177.1 (15)	D	-.03 (.12)	.91	75.4 (15)	Est.	-.27 (.09)	.66	35.7 (15)	D	.01 (.09)	.70	18.7 (15)	

**Tabla 5.2\***: Estadísticos de resumen de las variables ratio extraídos los términos deterministas presentes en los modelos de las variables absolutas que los componen

Variable	$\nabla$ Variable			$\nabla^2$ Variable			Términos deterministas extraídos de las variables ratio
	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(15)	$\bar{w}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) [%] (%)	$\hat{\sigma}_w$ %	Q(15)	
<b>ln(M2/P)1</b>	.55 (.10)	.76	103.0	-.03 (.07)	.54	27.7	$\cos(\pi t/2)$ ; $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$
<b>ln(Y/M2)1</b>	.28 (.10)	.77	45.6	.02 (.08)	.62	13.3	I,IV/87; I,IV/92; $\cos(\pi t/2)$ ; $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$
<b>ln(Y/B)1</b>	-.42 (.11)	.82	84.8	.01 (.09)	.72	24.0	I,IV/87; I,IV/92; I,IV/99; $\cos(\pi t/2)$ ; $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$
<b>ln(M2/B)1</b>	-.69 (.12)	.95	124.3	-.01 (.08)	.63	11.2	I,IV/99; $\cos(\pi t/2)$ ; $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$
<b>ln(B/P)1</b>	1.19 (.09)	.69	134.7	.02 (.08)	.62	14.8	$\cos(\pi t/2)$ ; $\text{sen}(\pi t/2)$ y $(-1)^t$
<b>ln(B/S)1</b>	-1.93 (.10)	.80	91.2	-.01 (.08)	.61	28.1	$\ln(B/SI)$ se obtiene integrando dos veces la serie $\nabla^2 \ln(B/S)_t - .00073$ ( $t = \text{III}/85, \dots, \text{IV}/99$ ), donde .00073 es el valor estimado de $\mu$ para $\nabla^2 \ln(B/S)$ en el modelo de $\ln S$ , S.4. La serie $\ln(B/SI)I$ corresponde a $\ln(B/SI)$ extraídos los términos $\cos(\pi t/2)$ , $\text{sen}(\pi t/2)$ , $(-1)^t$ e I,IV/99, que proceden de los modelos de $\ln B$ y $\ln S$

\* Los gráficos de las primeras diferencias de los seis ratios presentados en esta tabla parecen deambular.

**Tabla 5.3\***: Modelos ARIMA de las variables absolutas

MODELO	D	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.			MA(1)	MA(1) <sub>4</sub>	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )		$\hat{p}\hat{e}r$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}r}$ )
r.1	0	1					.61 (.10)							.33
i.1	0	1					.41 (.12)							.41
Q.1	0	1	.82 (.11)				.61 (.13)	-.42 (.15)						.48
Q.2	0	1	.87 (.05)	III/90	S	-1.1 (.4)	1.7 (.3)	1.4 (.4)						.41
						$\hat{g} = -4.2(.6)$								
Q.3 <sup>1</sup>	0	1	.82 (.11)				.62 (.13)	-.41 (.15)						.47
Q.4 <sup>2</sup>	0	1	.87 (.05)	III/90	S	-0.95 (.4)	1.9 (.4)	1.4 (.4)						.39
						$\hat{g} = -4.25(.47)$								

\* El parámetro  $\lambda$  de la transformación Box y Cox (1964) es cero excepto en los modelos de  $r$  e  $i$ , que es uno, porque para estas dos variables la transformación logarítmica está incluida en su definición.

1. Este modelo contiene los términos  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  con  $\hat{\alpha}_{10} = .00018(.00048)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00063(.00045)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00030(.00032)$ .

2. Este modelo contiene los términos  $\cos(\pi t/2)$ ,  $\sin(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  con  $\hat{\alpha}_{10} = .00051(.00052)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00099(.00052)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00029(.00026)$ .

**Tabla 5.3 (cont.):** Modelos ARIMA de las variables absolutas

MODELO	D	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	MA(1) <sub>4</sub>	$\hat{\sigma}_a$ (%)		
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}êr$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}êr}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )	$\hat{\Theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\Theta}_1}$ )
Q.5 <sup>3</sup>	0	0						.85 (.24)	-.44 (.14)						.46	
Q.6 <sup>4</sup>	0	0		III/90	S	-1.1 (.4)	2.0 (.4)	1.5 (.4)	.91 (.19)						.38	
						$\hat{g} = -4.6(.7)$										
Q.7 <sup>5</sup>	0	1	.84 (.12)	IV/87	I	.59 (.20)			.63 (.13)	-.33 (.15)						.45
				IV/92	I	.64 (.17)										
Q.8 <sup>6</sup>	0	1	.87 (.04)	IV/87	I	.57 (.15)										.37
				III/90	S	-0.77 (.26)	1.7 (.2)	1.2 (.2)								
						$\hat{g} = -3.67(.45)$										
IV/92	I	.63 (.18)														

3. Este modelo incluye un AR(1) adicional con  $\hat{\phi}_{31} = .75(.32)$ ;  $\hat{\alpha}_{10} = .00019(.00049)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00064(.00048)$ ,  $\hat{\alpha}_{20} = .00030(.00032)$ ,  $\hat{\eta}_0 = 8.63(.02)$  y  $\hat{\eta}_1 = .0078(.0005)$ ;  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{31}) = -.95$  y  $\hat{\rho}(\hat{\eta}_0, \hat{\eta}_1) = -.80$ .

4. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = .00056(.00051)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .0010(.005)$ ,  $\hat{\alpha}_{20} = .00029(.00026)$ ,  $\hat{\eta}_0 = 8.63(.01)$  y  $\hat{\eta}_1 = .0086(.0002)$ .

5. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = -.00026(.00035)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00062(.00033)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00010(.00019)$ .

6. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = .00004(.00036)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .0010(.0003)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00009(.00024)$ .

**Tabla 5.3 (cont.):** Modelos ARIMA de las variables absolutas

MODELO	D	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.			MA(1)	MA(1) <sub>4</sub>	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )		$\hat{p}\hat{e}r$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}r}$ )
Y.1 <sup>7</sup>	0	2												.60
Y.2 <sup>8</sup>	0	2										.85 (.16)		.48
Y.3 <sup>9</sup>	0	2		IV/87	I	.69 (.28)							.71 (.16)	.45
				IV/92	I	.65 (.28)								
Y.4 <sup>10</sup>	0	2		IV/87	I	.64 (.24)							.88 (.10)	.38
				III/90	S	-57 (.32)	1.5 (.3)	1.0 (.3)						
						$\hat{g} = -3.07(.58)$								
IV/92	I	.61 (.25)												

7. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = -.00029(.00557)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00090(.00056)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00017(.00020)$ .

8. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = -.00018(.00060)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00091(.00058)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .00020(.00029)$ .

9. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = -.00066(.00053)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .00093(.00050)$  y  $\hat{\alpha}_{20} = .000037(.000256)$ .

10. En este modelo  $\hat{\alpha}_{10} = -.00043(.00048)$ ,  $\hat{\beta}_{10} = .0013(.0005)$ ,  $\hat{\alpha}_{20} = .000020(.000245)$ .

**Tabla 5.3 (cont.):** Modelos ARIMA de las variables absolutas

MODELO	D	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de intervención			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	MA(1) <sub>4</sub>	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
				Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_1}$ ) [%] [%]	$\hat{\omega}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_2}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )	$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
<b>M2.1</b>	0	2											.60 (.14)		.58
<b>B.1</b>	1	2		IV/99	I	2.6 (.7)									.71
<b>B.2</b>	1	2		IV/99	I	2.9 (.6)								.69 (.16)	.62
<b>B.3</b>	1	2		IV/99	I	2.9 (.6)							.30 (.16)	.75 (.16)	.59
<b>S.1</b>	1	2		IV/99	I	1.2 (.6)							.52 (.13)	.65 (.20)	.55

**Tabla 5.4:** Instrumentos de diagnosis de los modelos ARIMA de las variables absolutas

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ )	$\left[ \begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos		
r.1	-.01 (.04)		7.0 (7)	II/86 III/89	-2.0 -2.2	I/91 -3.0
i.1	-.05 (.05)		4.9 (7)	I/86 II/87	-2.1 2.8	II/94 2.0
Q.1	-.00 (.06)		9.9 (13)	III/90 IV/90	-2.1 -2.7	
Q.2	.00 (.05)		9.5 (15)	IV/87 I/93	2.1 -2.2	IV/99 2.2
Q.3	-.00 (.47)		12.4 (13)	IV/90	-3.1	
Q.4	.00 (.05)		13.2 (15)	I/93 II/96	-2.3 2.2	I/98 2.0
Q.5	-.00 (.06)		13.2 (12)	IV/90 I/93	-3.0 -2.2	
Q.6	-.00 (.05)		12.7 (14)	I/93	-2.4	
Q.7	-.01 (.06)		11.6 (13)	IV/90 II/96	-3.0 2.0	
Q.8	.00 (.05)		10.6 (15)	II/96 IV/99	2.3 2.1	
Y.1	.01 (.08)		29.7 (15)	I/90	2.1	
Y.2	-.01 (.06)		12.2 (14)	IV/90	-3.4	
Y.3	.00 (.06)		9.1 (14)	IV/90	-3.1	
Y.4	-.02 (.05)		8.3 (14)	II/96 IV/99	2.1 2.1	
M2.1	-.01 (.08)		22.8 (.14)	III/95 IV/98	2.1 2.3	
B.1	.00 (.10)		20.9 (15)	II/91 II/92	-3.1 2.2	III/96 2.9
B.2	.01 (.08)		13.4 (14)	I/90 II/91	2.0 -3.6	III/95 III/96 -2.0 2.0
B.3	.02 (.08)		10.9 (13)	I/90 II/91	2.2 -3.3	II/95 III/96 -2.2 2.1
S.1	-.01 (.07)		10.0 (13)	II/90 II/97	2.1 -2.4	II/98 -2.3

**Tabla 5.5\*:** Modelos MEG de las variables absolutas

MODELO	Operadores AR con Raíces de Módulo uno	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales				Estructura ARMA							$\hat{\sigma}_a$ (%)
		Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$ )	$\hat{\phi}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$ )	$\hat{\delta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$ )	$\hat{\delta}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )	$\hat{\lambda}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$ )	$\hat{\lambda}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$ )	
M2.2	$\nabla^2$				.089 (.064)	.02 (.06)	.067 (.017)	.42 (.18)	-.23 (.14)			.70 (.14)			.50
								$f\hat{a} = .48$ $p\hat{e}r = 5.6$ ( $\hat{\sigma}_{f\hat{a}}$ )(.15) ( $\hat{\sigma}_{p\hat{e}r}$ )(1.3)							
M2.3	$\nabla^2$				.069 (.016)		.069 (.016)	.42 (.18)	-.24 (.14)			.70 (.14)			.50
								$f\hat{a} = .49$ $p\hat{e}r = 5.6$ ( $\hat{\sigma}_{f\hat{a}}$ )(.14) ( $\hat{\sigma}_{p\hat{e}r}$ )(1.3)							
B.4	$\nabla^2(1+B^2)$	IV/99	I	2.7 (.6)			.12 (.02)					.29 (.14)	-.77 (.12)		.56
B.5	$\nabla^2$	IV/99	I	3.1 (.5)	.22 (.06)	-.15 (.06)	.12 (.02)			-.15 (.14)		.30 (.14)			.54
B.6	$\nabla^2$	IV/99	I	3.1 (.6)	.22 (.05)	-.15 (.06)	.12 (.02)					.35 (.15)			.54
B.7 <sup>1</sup>	$\nabla$	IV/99	I	3.2 (.5)	.22 (.04)	-.15 (.06)	.12 (.02)	.63 (.10)							.51

\* El parámetro  $\lambda$  de la transformación Box y Cox (1964) es cero para todos los modelos que se presentan en esta tabla.

1. En este modelo  $\hat{\mu} = -.018(.002)$ .

**Tabla 5.5 (cont.):** Modelos MEG de las variables absolutas

MODELO	Operadores AR con Raíces de Módulo uno	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales				Estructura ARMA							$\hat{\sigma}_a$ (%)
		Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}$ )	$\hat{\phi}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_2}$ )	$\hat{\delta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_1}$ )	$\hat{\delta}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_2}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )	$\hat{\lambda}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_1}$ )	$\hat{\lambda}_2$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\lambda}_2}$ )	
S.2	$\nabla\nabla_4$	IV/99	I	.89 (.58)								.33 (.15)	-.72 (.13)	-.86 (.11)	.55
S.3 <sup>2</sup>	$\nabla^2(1+B)$	IV/99	I	1.5 (.5)	.28 (.06)	.30 (.06)				-.25 (.19)		.37 (.17)		-.80 (.13)	.50
S.4 <sup>3</sup>	$\nabla^2$	IV/99	I	1.3 (.5)	.28 (.06)	.31 (.06)	-.10 (.03)			-.36 (.14)	-.56 (.12)				.49

2. En este modelo  $\hat{\mu} = -.0015(.0006)$ .

3. En este modelo  $\hat{\mu} = -.00073(.00031)$ .

**Tabla 5.6:** Instrumentos de diagnosis de los modelos MEG de las variables absolutas

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) $\begin{bmatrix} \% \\ (\%) \end{bmatrix}$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>M2.2</b>	-0.01 (.07)	13.5 (12)	II/86 III/89	2.0 2.1	I/93 IV/98	-2.1 2.3
<b>M2.3</b>	-0.01 (.07)	13.2 (12)	III/89 I/93	2.2 -2.2	IV/98	2.4
<b>B.4</b>	.00 (.07)	9.8 (13)	II/91 III/95	-3.1 -2.3		
<b>B.5</b>	-0.00 (.07)	10.0 (13)	II/91 III/95	-2.6 -2.6		
<b>B.6</b>	-0.01 (.07)	10.5 (14)	II/86 II/91	2.0 -2.4	III/95	-2.5
<b>B.7</b>	-0.01 (.07)	12.2 (14)	II/86 I/91	2.4 2.0	II/91 III/95	-2.3 -2.8
<b>S.2</b>	-0.13 (.07)	7.7 (12)	II/87 II/90	-2.2 2.2	II/97 II/98	-2.5 -2.2
<b>S.3</b>	-0.00 (.07)	7.1 (12)	II/87 IV/89 II/90	-2.2 2.1 2.3	II/93 II/98	2.2 -2.2
<b>S.4</b>	.00 (.06)	7.9 (13)	II/90 II/93	2.3 2.2	II/98	-2.4

**Tabla 5.7\*:** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )	$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
M2/P.1	2					.0072 (.0503)	.061 (.050)	-.050 (.018)							.54
M2/P.2	1	.62 (.26)				.0042 (.0520)	.057 (.053)	-.049 (.019)	.75 (.09)						.51
M2/P.3	1	.62 (.25)						-.049 (.019)	.75 (.09)						.51
Y/M2.1	2		IV/87	I	.92 (.26)	-.15 (.06)	.067 (.058)	-.066 (.022)							.62
			IV/92	I	.007 (.264)										
Y/M2.2 <sup>1</sup>	1	.26 (.21)	IV/87	I	.87 (.24)	-.15 (.06)	.074 (.060)	-.065 (.023)	.75 (.13)	.63 (.16)	-.46 (.16)	.68 (.12)	5.6 (.7)		.54

\* Para todos los modelos que se presentan en esta tabla el parámetro  $\lambda$  de la transformación Box y Cox (1964) es cero y el número de diferencias anuales, D, también es cero.

1. El modelo incluye un AR(1) adicional con  $\hat{\phi}_{31} = -.56$  (.15).

**Tabla 5.7 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}er$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}er}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
Y/M2.3 <sup>2</sup>	1	.31 (.18)	IV/87	I	.88 (.23)	-.14 (.06)	.093 (.058)	-.073 (.023)	.74 (.13)	.64 (.16)	-.42 (.17)	.65 (.13)	6.0 (.8)		.53
			III/90	S	-.74 (.56)										
			IV/90	S	-.86 (.64)										
			I/91	S	-.99 (.52)										
Y/B.1	2		IV/87	I	.41 (.30)	-.27 (.07)	.23 (.07)	-.12 (.03)							.72
			IV/92	I	.11 (.30)										
			IV/99	I	-2.7 (.7)										
Y/B.2	2		IV/87	I	.45 (.35)	-.27 (.07)	.23 (.07)	-.12 (.03)						.34 (.16)	.69
			IV/99	I	-2.5 (.7)										

2. El modelo incluye un AR(1) adicional con  $\hat{\phi}_{31} = -.59$  (.16). La ganancia estimada a largo plazo de los tres escalones en III/90-I/91 es  $\hat{g} = -2.59$ (1.46).

**Tabla 5.7 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}er$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}er}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
Y/B.3 <sup>3</sup>	2		IV/87	I	.48 (.29)	-.26 (.06)	.27 (.06)	-.12 (.03)						.43 (.12)	.56
			II/90	S	-1.1 (.5)										
			III/90	S	-1.5 (.5)										
			IV/90	S	-2.3 (.5)										
			I/91	S	-2.5 (.5)										
			IV/99	I	-2.8 (.6)										
Y/B.4	1	-.43 (.21)	IV/87	I	.41 (.33)	-.26 (.07)	.23 (.07)	-.11 (.03)	.61 (.10)						.64
			IV/99	I	-2.7 (.7)										

3. La ganancia estimada a largo plazo de los cuatro escalones en II/90-I/91 es  $\hat{g}=-7.4(1.3)$ .

**Tabla 5.7 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}\hat{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}\hat{a}}$ )	$\hat{p}\hat{e}\hat{r}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}\hat{e}\hat{r}}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
Y/B.5 <sup>4</sup>	1	-.31 (.18)	IV/87	I	.42 (.27)	-.26 (.06)	.27 (.06)	-.12 (.02)	.62 (.10)						
			II/90	S	-1.1 (.5)										
			III/90	S	-1.5 (.6)										
			IV/90	S	-2.2 (.6)										
			I/91	S	-2.5 (.5)										
			IV/99	I	-2.8 (.6)										
M2/B.1	2		IV/99	I	-2.8 (.6)	-.13 (.06)	.16 (.06)	-.056 (.021)							.63
M2/B.2	2		IV/99	I	-2.9 (.6)	-.13 (.06)	.17 (.06)	-.055 (.024)						.16 (.14)	.63

4. La ganancia estimada a largo plazo de los cuatro escalones en II/90-I/91 es  $\hat{g}=-7.3(1.6)$  .

**Tabla 5.7 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)		
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [ $\frac{\%}{(\%)}$ ]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}er$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}er}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )	
M2/B.3 <sup>5</sup>	2		II/95	S	.63 (.46)	-.14 (.05)	.19 (.05)	-.046 (.019)							.17 (.13)	.52
			III/95	S	2.6 (.5)											
			IV/95	S	1.4 (.6)											
			I/96	S	1.6 (.5)											
			II/96	S	1.1 (.5)											
			IV/99	I	-3.0 (.5)											
M2/B.4	1	-.70 (.21)	IV/99	I	-2.9 (.6)	-.13 (.06)	.17 (.06)	-.056 (.021)	.77 (.08)							.59

5. La ganancia estimada a largo plazo de los cuatro escalones en II/90-I/91 es  $\hat{g}=-7.3(1.9)$ .

**Tabla 5.7 (cont.):** Modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	d	$\hat{\mu}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ ) [%] [%]	Términos de Intervención		Términos Deterministas Estacionales			AR(1)	AR(2) con r.i.				MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ (%)	
			Fecha	Tipo	$\hat{\omega}_0$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\omega}_0}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\beta}_{10}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_{10}}$ ) [%] [%]	$\hat{\alpha}_{20}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{20}}$ ) [%] [%]	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{21}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{21}}$ )	$\hat{\phi}_{22}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{22}}$ )	$\hat{f}a$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{f}a}$ )	$\hat{p}er$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{p}er}$ )		$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )
<b>M2/B.5<sup>6</sup></b>	1	-.81 (.29)	II/95	S	.61 (.48)	-.14 (.05)	.19 (.05)	-.046 (.019)	.80 (.07)						.50
			III/95	S	2.6 (.6)										
			IV/95	S	1.4 (.6)										
			I/96	S	1.6 (.6)										
			II/96	S	1.1 (.5)										
			IV/99	I	-2.9 (.5)										
<b>B/P.1</b>	2				.21 (.06)	.19 (.06)	-.11 (.02)								.62
<b>B/P.2</b>	1	1.2 (.2)			.21 (.06)	.19 (.06)	-.12 (.02)	.60 (.10)							.55
<b>B/S.1</b>	2		IV/99	I	2.2 (.6)	-.052 (.057)	-.45 (.06)	.22 (.02)							.61
<b>B/S1.1</b>	2		IV/99	I	2.1 (.6)	-.053 (.057)	-.45 (.06)	.22 (.02)							.61
<b>B/S.2</b>	2	.070 (.047)	IV/99	I	1.9 (.6)		-.45 (.08)	.22 (.02)		-.24 (.12)	-.38 (.12)	.61 (.10)	3.6 (.2)		.56

6. La ganancia estimada a largo plazo de los cinco escalones en II/95-II/96 es  $\hat{g}=7.3(2.1)$ .

**Tabla 5.8:** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) $\left[ \begin{matrix} \% \\ (\%) \end{matrix} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>M2/P.1</b>	-0.03 (.07)	27.7 (15)	III/86 IV/89	2.1 2.4		
<b>M2/P.2</b>	-0.03 (.07)	21.2 (14)	III/86 IV/89	2.4 2.3	II/93 I/99	-2.0 2.4
<b>M2/P.3</b>	-0.03 (.07)	19.6 (14)	III/86 IV/89	2.4 2.4	II/93 I/99	-2.2 2.4
<b>Y/M2.1</b>	.02 (.08)	13.3 (15)	II/86 III/89	-2.3 -2.5	I/90 II/95	2.4 -2.1
<b>Y/M2.2</b>	.01 (.07)	3.7 (11)	II/86 III/89	-2.8 -2.1	IV/98	-2.2
<b>Y/M2.3</b>	.01 (.07)	2.8 (11)	II/86 III/89	-2.9 -2.4	I/90 IV/98	2.2 -2.3
<b>Y/B.1</b>	.01 (.09)	24.0 (15)	II/86 II/91	-2.4 3.3	III/95 III/96	2.9 -2.2
<b>Y/B.2</b>	.01 (.09)	14.5 (14)	II/86 II/91	-2.2 3.1	III/95 III/96	2.7 -2.0
<b>Y/B.3</b>	.00 (.07)	13.9 (14)	II/86 III/95	-2.4 3.3	III/96	-2.3
<b>Y/B.4</b>	.01 (.08)	16.1 (14)	II/86 II/91	-2.4 2.4	III/95	2.9
<b>Y/B.5</b>	.01 (.07)	21.6 (14)	II/86 III/95	-2.3 3.3		
<b>M2/B.1</b>	-0.01 (.08)	11.2 (15)	III/89 II/91	2.3 2.3	III/95	3.3
<b>M2/B.2</b>	-0.01 (.08)	11.1 (14)	III/89 II/90	2.2 -2.2	II/91 III/95	2.2 3.6
<b>M2/B.3</b>	-0.01 (.07)	16.8 (14)	I/88 III/89 I/90	2.2 2.8 -2.3	II/90 II/91	-2.7 2.7
<b>M2/B.4</b>	-0.00 (.08)	9.0 (14)	III/89 III/95	2.5 3.5		
<b>M2/B.5</b>	-0.01 (.06)	13.2 (14)	I/88 III/89	2.2 3.1	II/90 II/91	-2.2 2.5

**Tabla 5.8 (cont.):** Instrumentos de diagnosis de los modelos univariantes de las variables ratio

MODELO	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) $\left[ \begin{array}{l} \% \\ (\%) \end{array} \right]$	Q(k)	Residuos Extremos			
<b>B/P.1</b>	.02 (.08)	14.8 (15)	III/85 III/91	2.1 -2.7	IV/95	-2.3
<b>B/P.2</b>	.01 (.07)	17.3 (14)	II/91 III/91	2.2 -2.1	IV/95	-2.6
<b>B/S.1</b>	.06 (.08)	28.1 (15)	IV/92	2.1		
<b>B/S1.1</b>	-.01 (.08)	28.1 (15)	IV/92	2.1		
<b>B/S.2</b>	-.00 (.07)	8.7 (13)	III/91 IV/92	-2.0 2.1	III/95	-2.1

---

## APÉNDICE G.5: Instrumentos de Identificación y Diagnósis

---

Este apéndice incluye los instrumentos empleados en la especificación inicial y diagnóstico de los modelos univariantes que se presentan en el Capítulo 5.

Para las series de las variables absolutas, excepto  $r$  e  $i$ , se incluyen los siguientes instrumentos de especificación: (1) gráfico tipificado de media-desviación típica de la serie original,  $Y$ , y de  $\ln Y$ , (2) gráficos de datos tipificados de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y, en el caso de que el gráfico de  $\nabla \ln Y$  no parezca claramente estacionario, de  $\nabla^2 \ln Y$  (para las series que presentan estacionalidad, se incluyen, además, los gráficos de datos tipificados de  $\nabla_4 \ln Y$ ,  $\nabla \nabla_4 \ln Y$  y  $\nabla^2 \nabla_4 \ln Y$ ) y (3) gráficos de  $acf/pacf$  de  $Y$ ,  $\ln Y$ ,  $\nabla \ln Y$  y, en su caso, de  $\nabla^2 \ln Y$ ,  $\nabla_4 \ln Y$ ,  $\nabla \nabla_4 \ln Y$  y  $\nabla^2 \nabla_4 \ln Y$ . Para  $r$  e  $i$  se presentan los gráficos de datos tipificados y de  $acf/pacf$  de las series en nivel y en primeras diferencias.

Para las series  $\ln M2$  y  $\ln B$  se presentan los gráficos tipificados de estas series extraídos los términos deterministas (de intervención y de estacionalidad) presentes en sus modelos univariantes (series  $\ln M2^*$  y  $\ln B^*$ ), porque resultan útiles a la hora de identificar la procedencia de determinados incidentes anómalos que se observan en los ratios en los que participan.

Las líneas horizontales discontinuas de los gráficos de  $acf/pacf$  están dibujadas a una altura de  $\pm 2/\sqrt{N}$ , donde  $N$  es el número de observaciones de la serie. En los gráficos de datos las líneas verticales señalan los primeros trimestres de los años indicados.

Al pie de los gráficos de datos aparece la media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) entre paréntesis, y la desviación típica muestral,  $\hat{\sigma}_w$ , donde  $w$  representa, en cada caso, la serie que se indica en la cabecera del gráfico. Debajo de la  $acf$  de cada serie se presenta

el estadístico Q de Ljung y Box (1978) con el número de grados de libertad entre paréntesis.

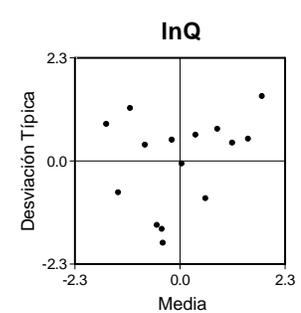
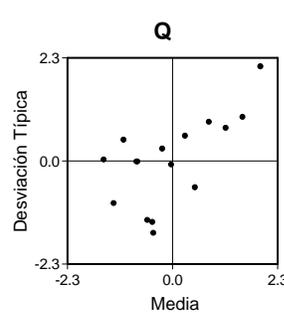
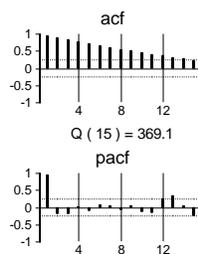
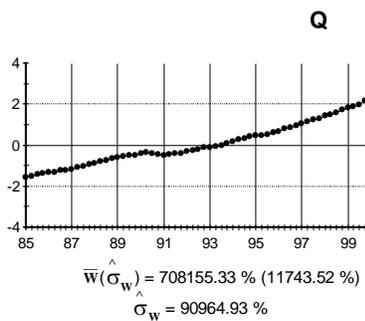
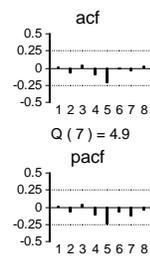
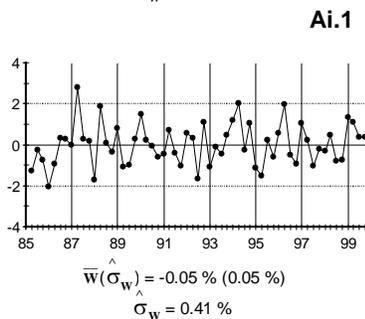
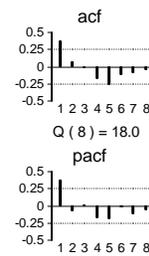
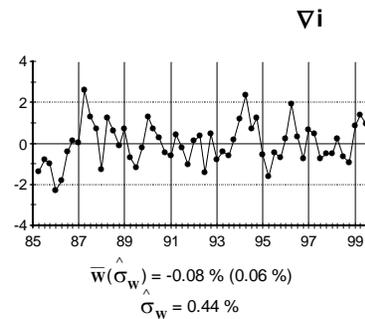
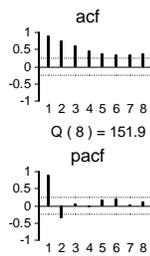
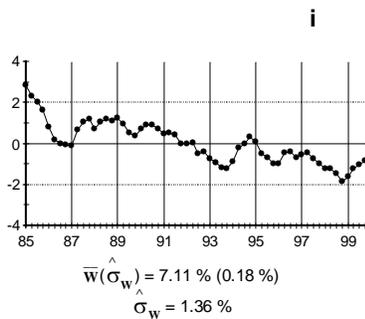
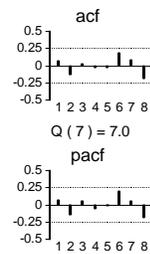
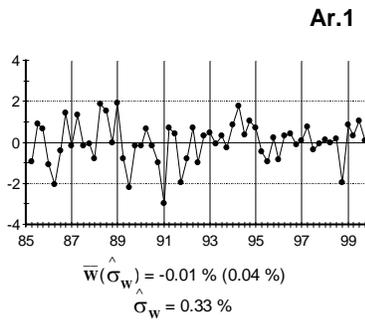
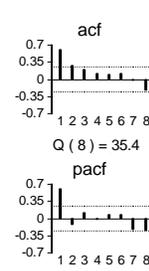
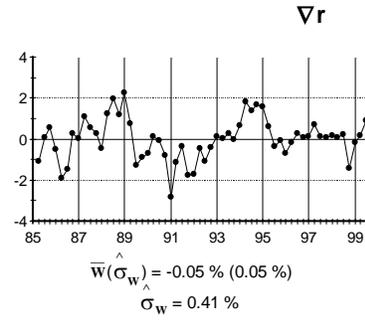
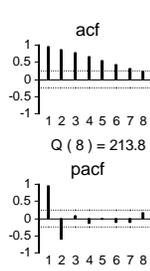
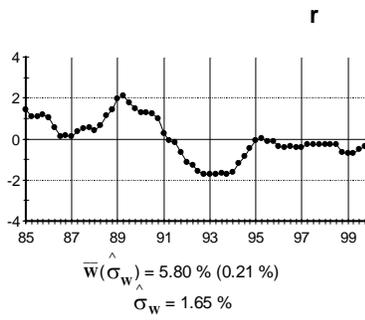
Se presentan los gráficos de datos tipificados y de *acf/pacf* del nivel y de las primeras y segundas diferencias de los ratios  $\ln(M2/P)$ ,  $\ln(Y/M2)$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln(M2/B)$  y  $\ln(B/P)$ , una vez extraídos los términos deterministas (de intervención y estacionalidad) estimados en los modelos iniciales M2/P.1, Y/M2.1, Y/B.1, M2/B.1 y B/P.1 (series  $\ln(M2/P)I$ ,  $\ln(Y/M2)I$ ,  $\ln(Y/B)I$ ,  $\ln(M2/B)I$  y  $\ln(B/P)I$ ). Los modelos anteriores contienen los términos deterministas presentes en los modelos univariantes de las variables absolutas que componen cada ratio, que se incluyen por compatibilidad.

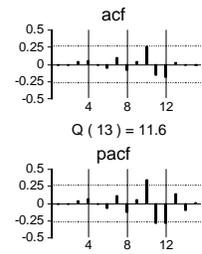
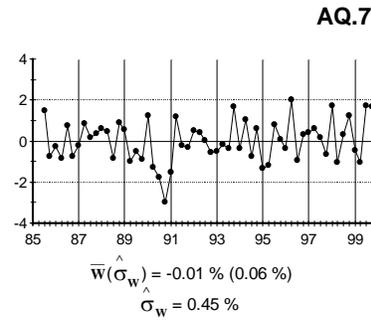
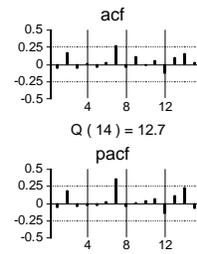
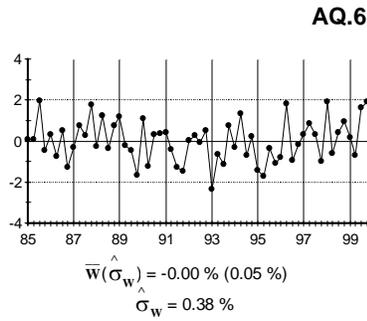
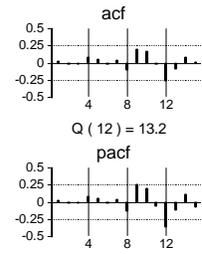
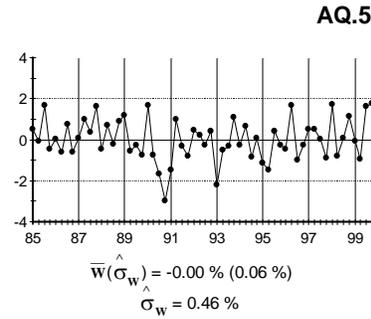
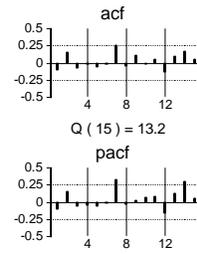
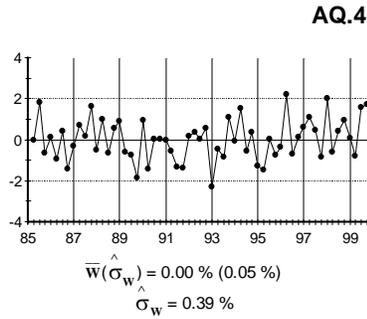
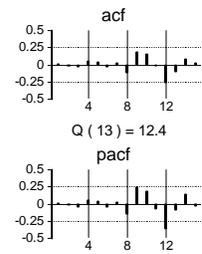
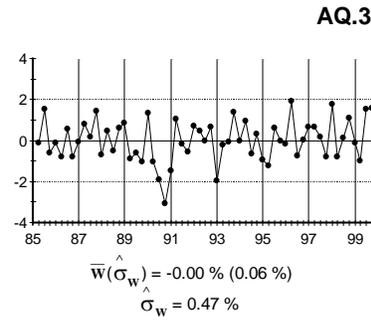
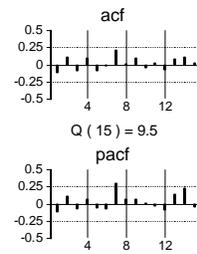
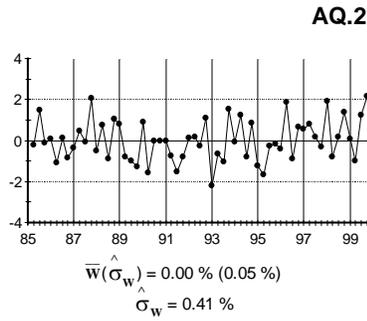
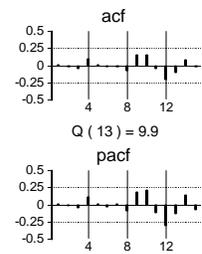
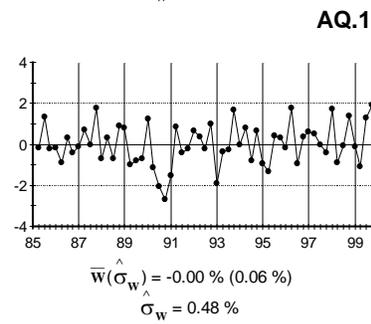
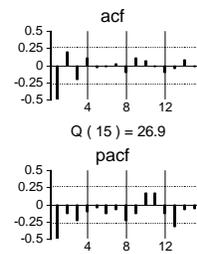
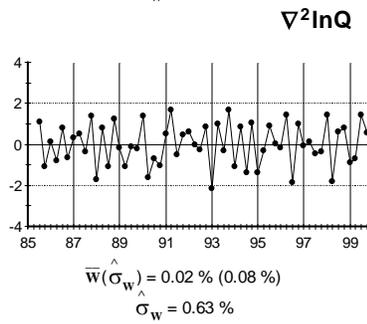
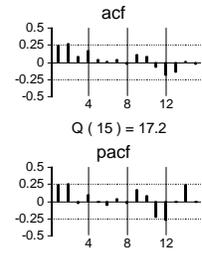
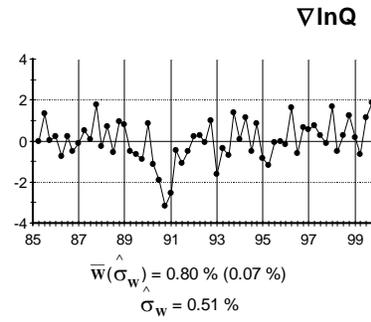
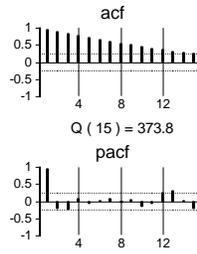
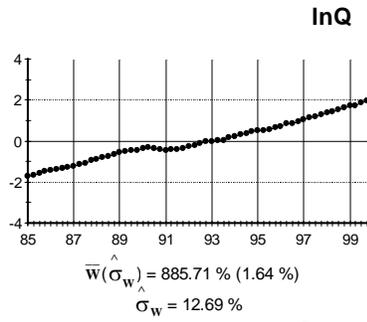
La serie  $\ln(B/SI)$  se obtiene integrando dos veces la serie  $\nabla^2 \ln(B/S)_t - .00073$  ( $t = III/85, \dots, IV/99$ ), donde .00073 es el valor estimado de  $\mu$  para  $\nabla^2 \ln S$  en el modelo de  $\ln S$ , S.4. En este apéndice se presentan los gráficos de datos y de *acf/pacf* del nivel y de las primeras y segundas diferencias de la serie  $\ln(B/SI)$ , una vez extraídos los términos deterministas estimados en el modelo inicial B/S1.1, que se denota  $\ln(B/SI)I$ .

Para todos los modelos se presentan los siguientes instrumentos de diagnóstico:

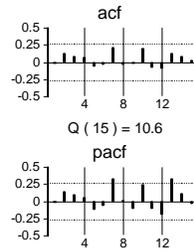
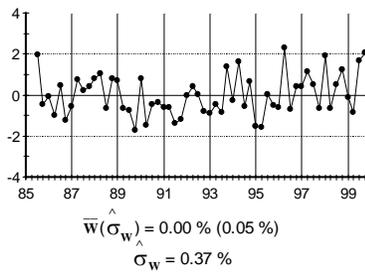
(1) gráfico temporal de residuos tipificado, (2) gráficos de *acf/pacf* residuales, (3) media muestral de los residuos con su desviación típica estimada entre paréntesis y desviación típica residual, al pie del gráfico temporal de residuos y (4) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con el número de grados de libertad entre paréntesis, que aparece debajo del gráfico de *acf*.

Las series residuales de los modelos se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo, con algunas excepciones. Las series  $\nabla^2 \ln(Y/M2)I$ ,  $\nabla^2 \ln(Y/B)I$ ,  $\nabla^2 \ln(M2/P)I$ ,  $\nabla^2 \ln(M2/B)I$ ,  $\ln(B/P)I$  y  $\nabla^2 \ln(B/SI)I$  son las series de residuos de los modelos iniciales de los ratios Y/M2.1, Y/B.1, M2/P.1, M2/B.1, B/P.1 y B/S1.1. En todos estos casos se utiliza una notación diferente para las series residuales.

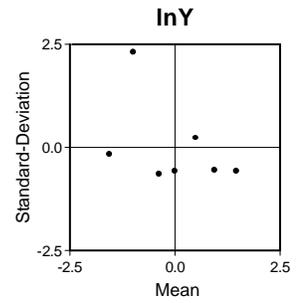
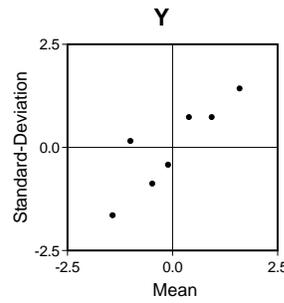
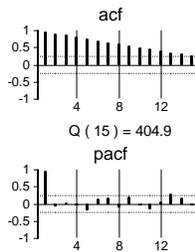
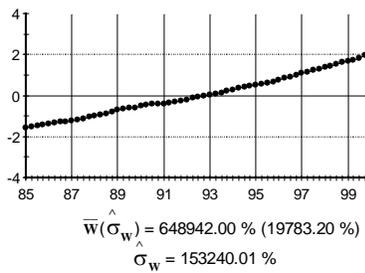




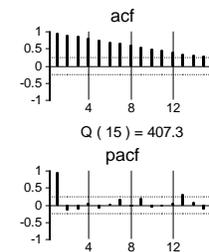
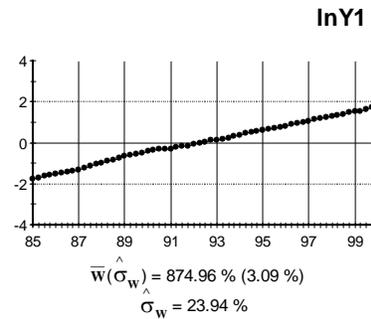
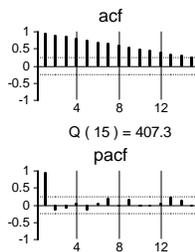
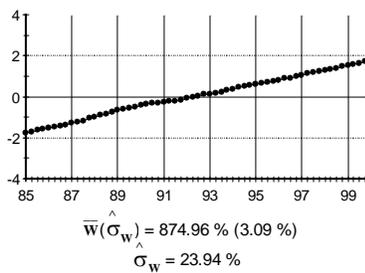
**AQ.8**



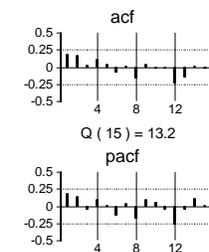
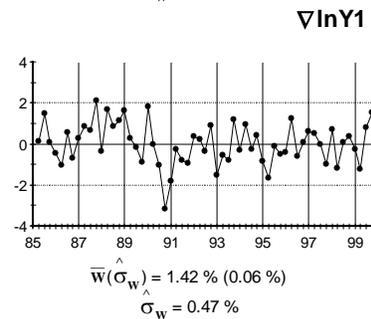
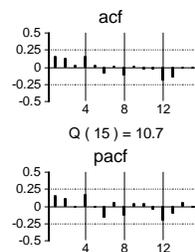
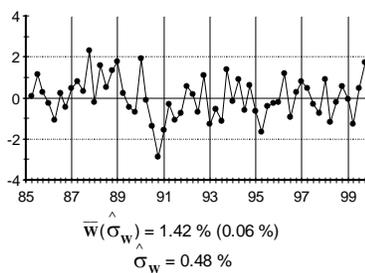
**Y**



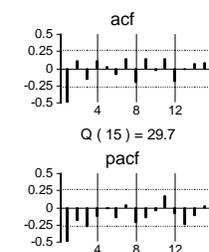
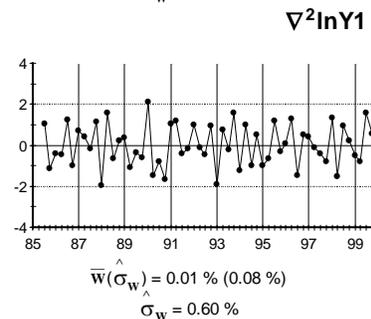
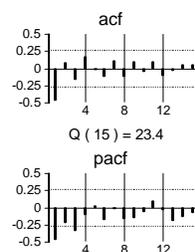
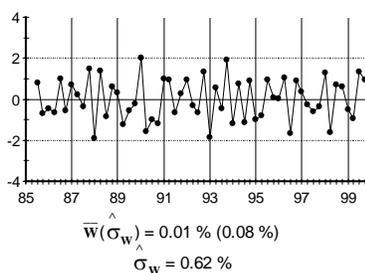
**lnY**

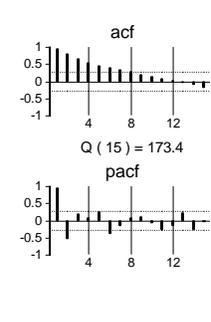
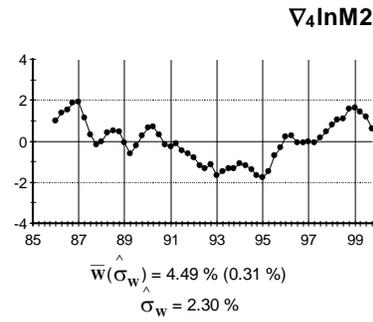
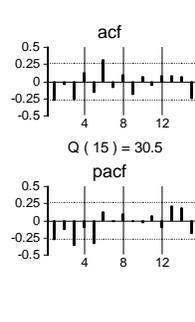
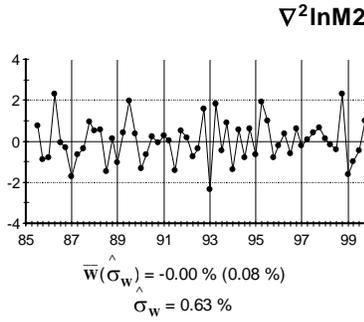
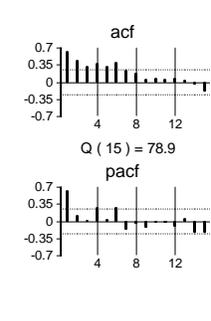
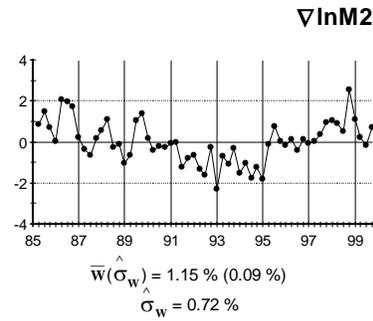
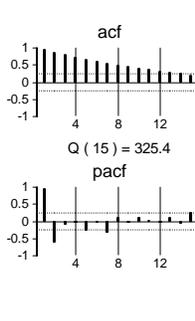
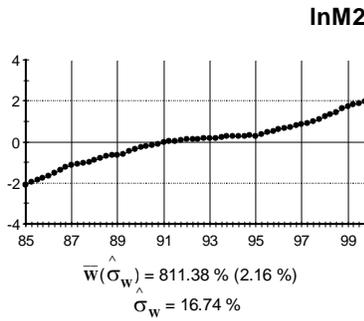
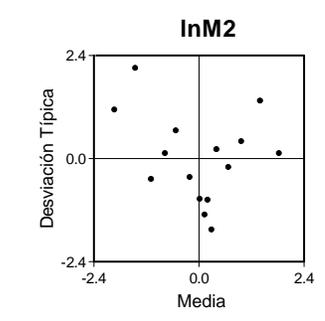
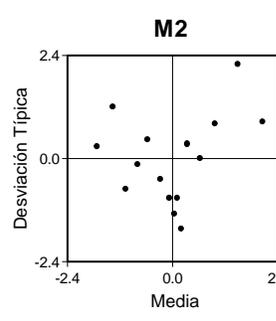
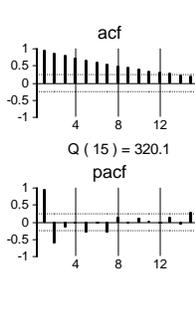
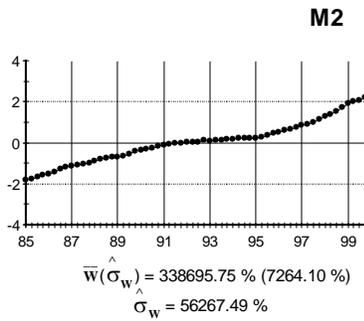
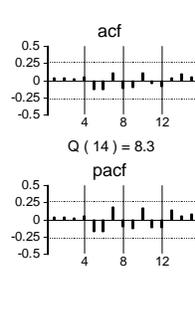
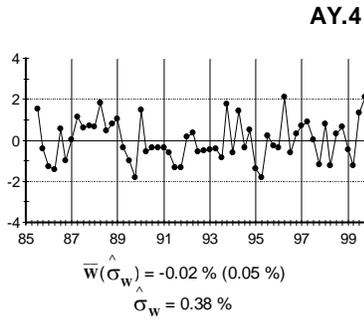
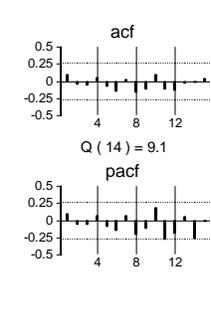
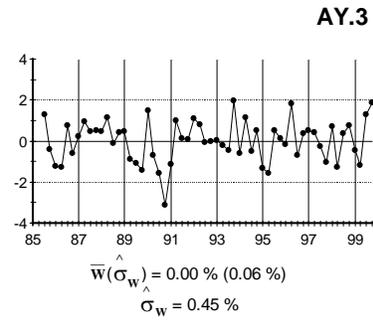
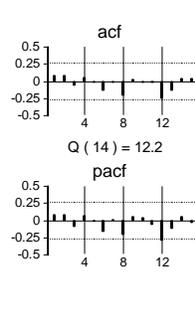
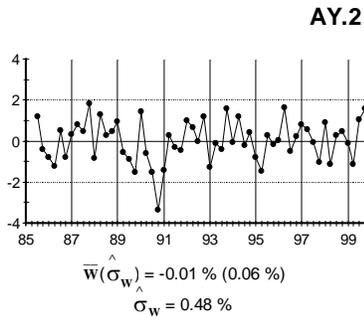


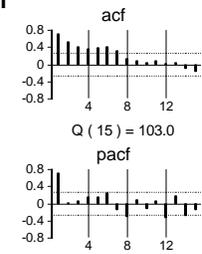
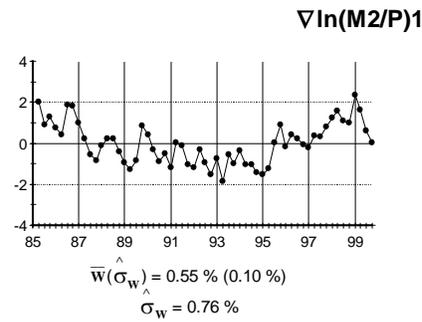
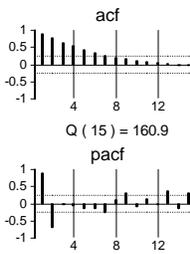
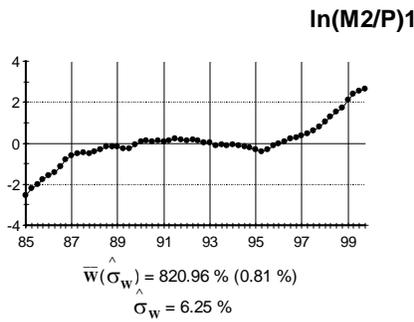
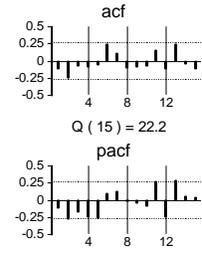
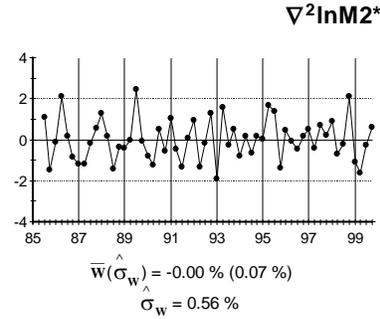
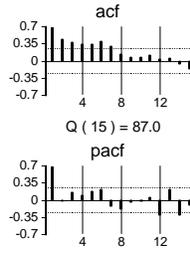
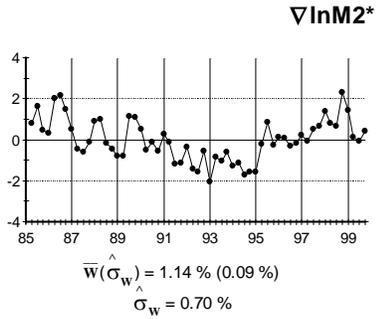
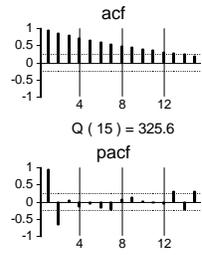
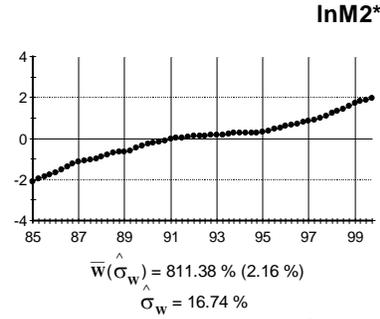
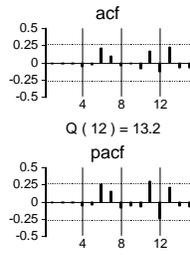
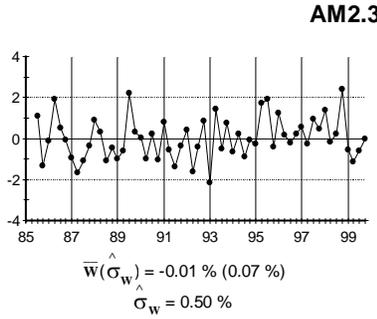
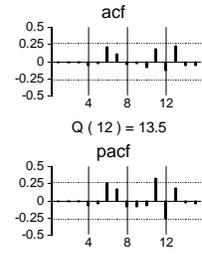
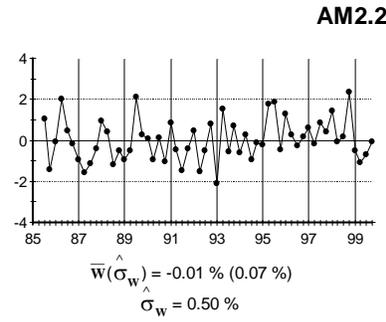
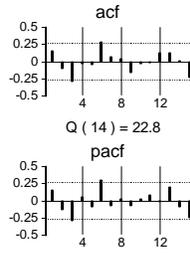
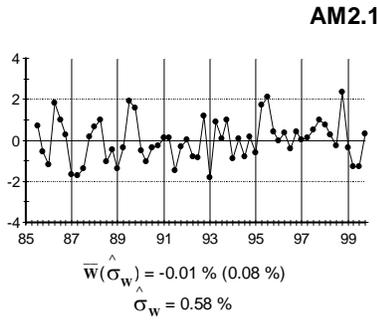
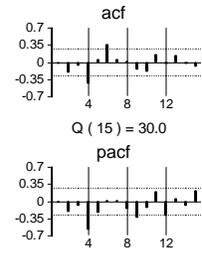
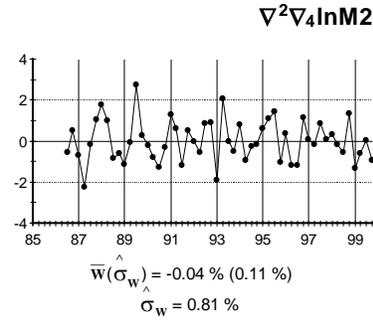
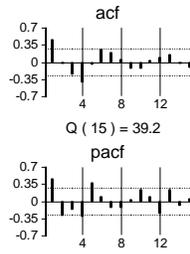
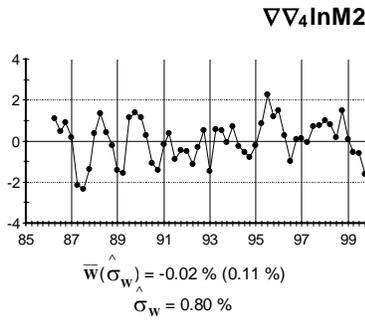
**∇lnY**

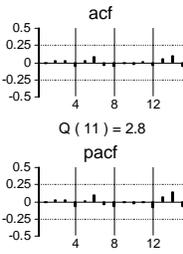
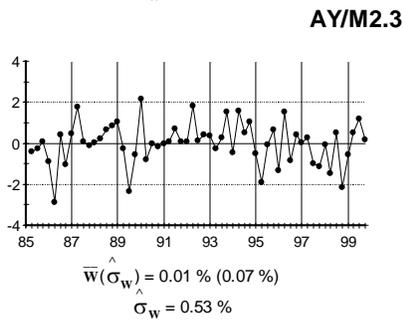
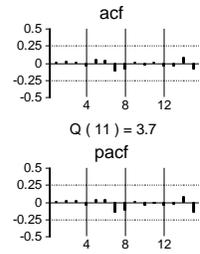
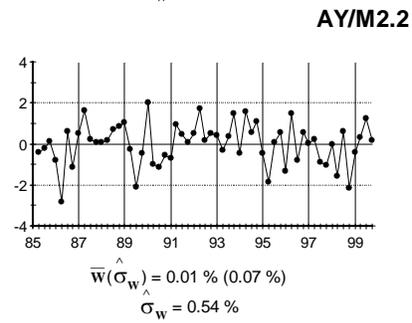
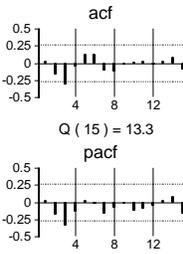
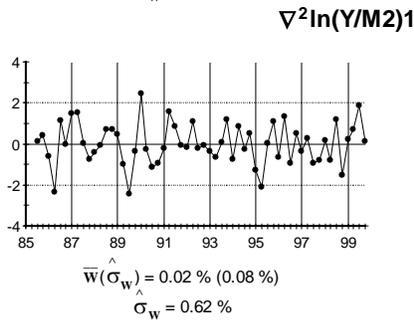
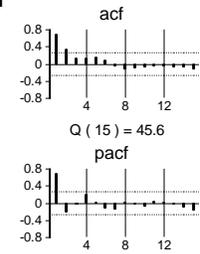
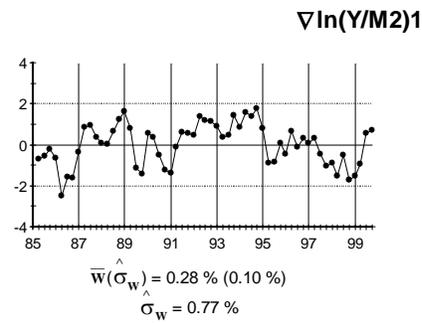
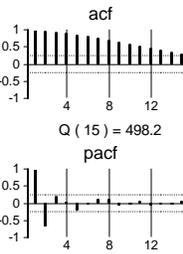
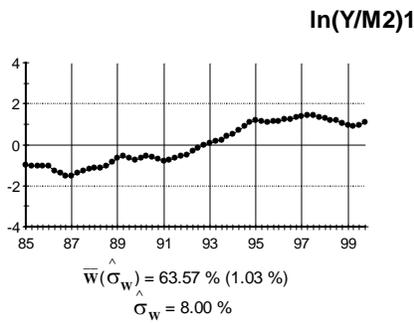
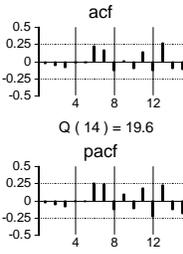
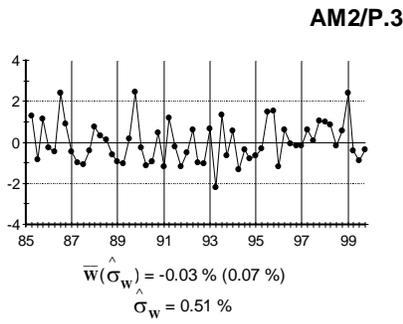
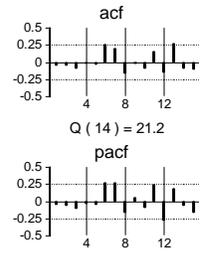
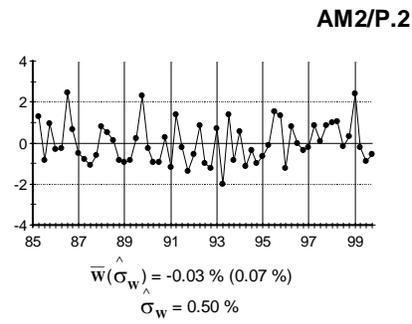
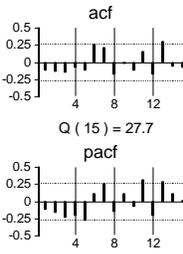
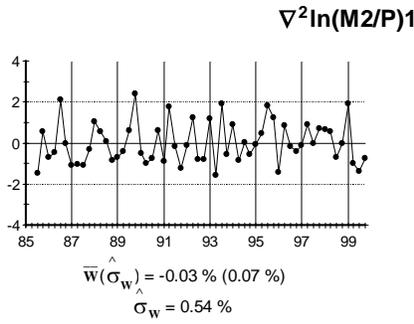


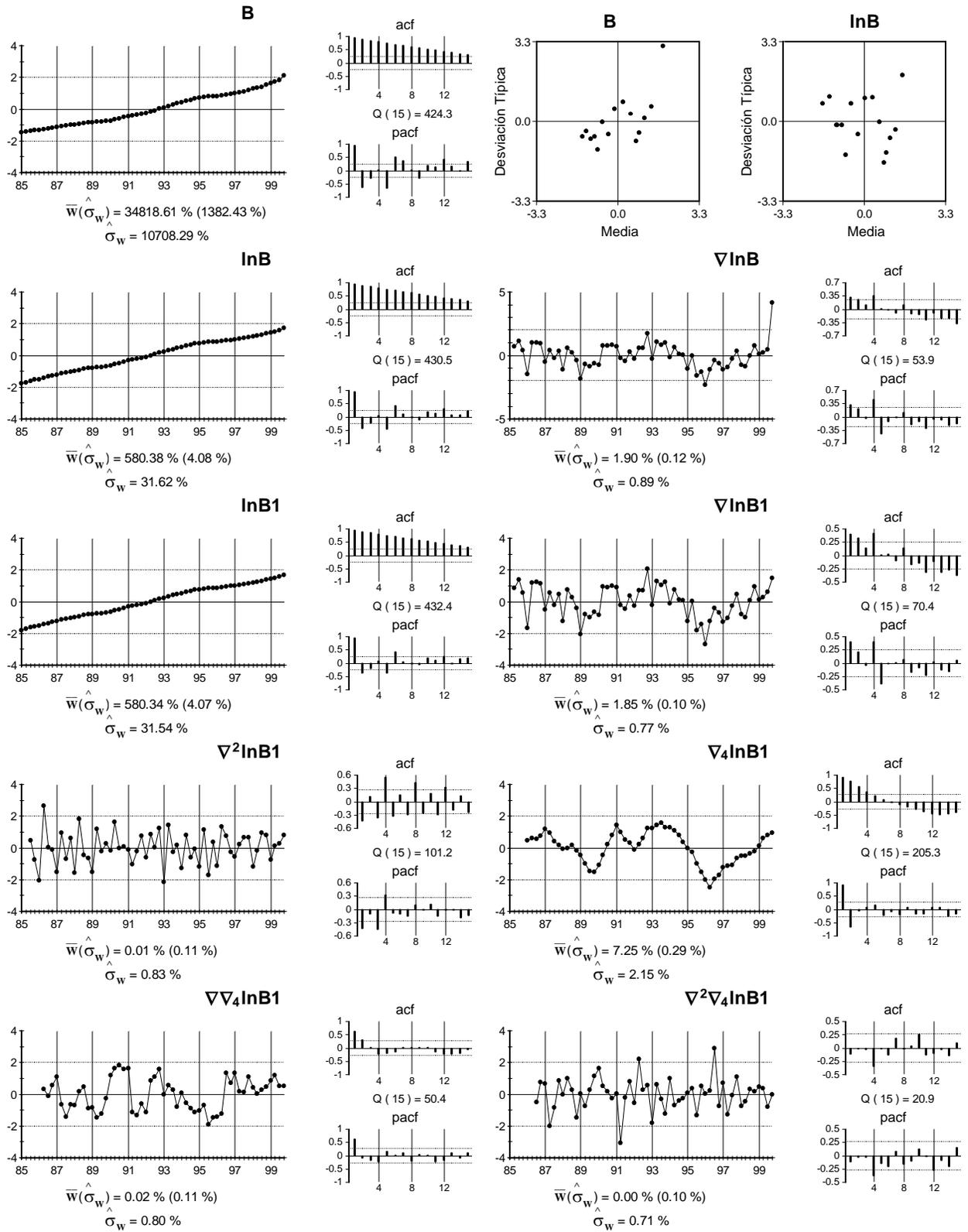
**∇²lnY**

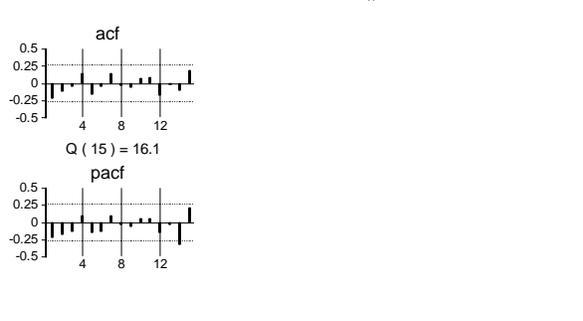
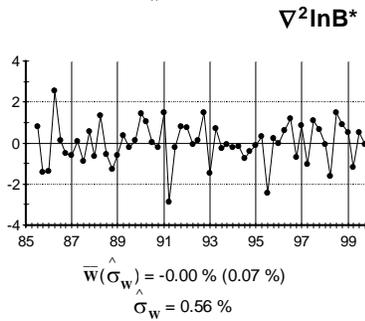
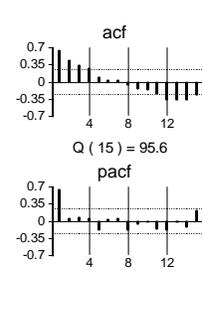
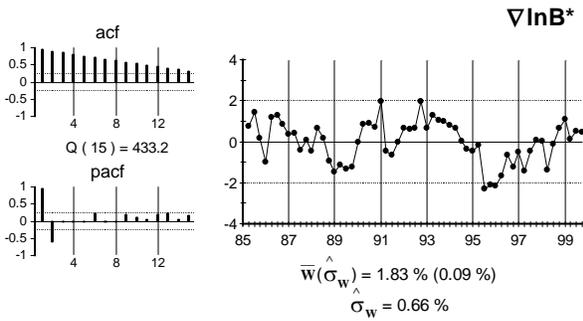
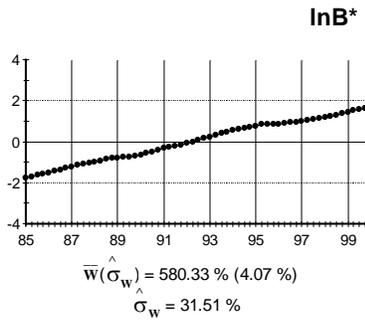
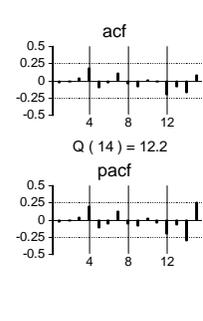
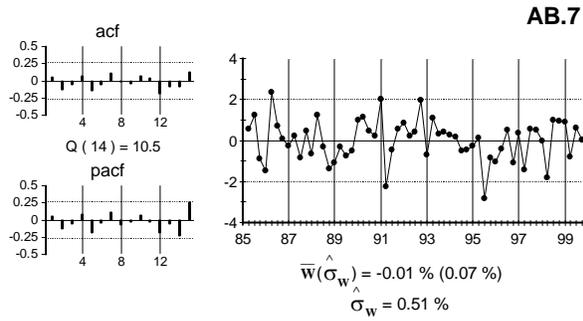
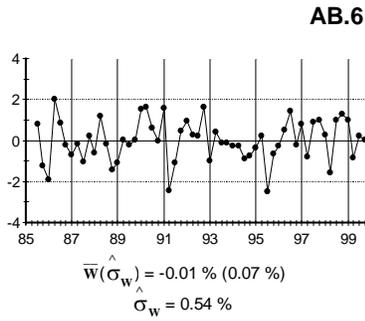
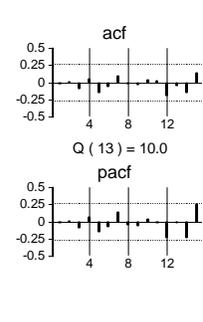
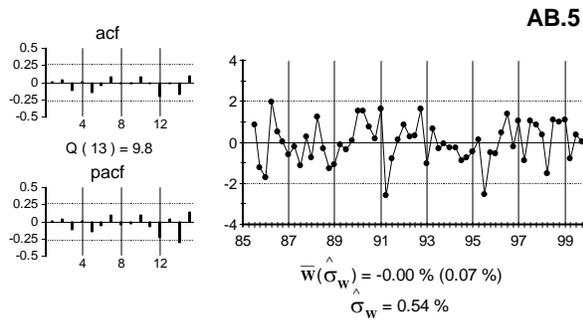
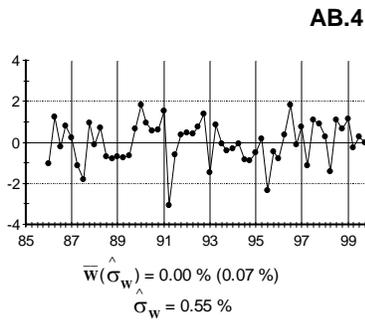
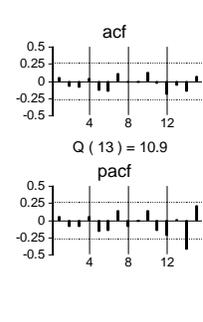
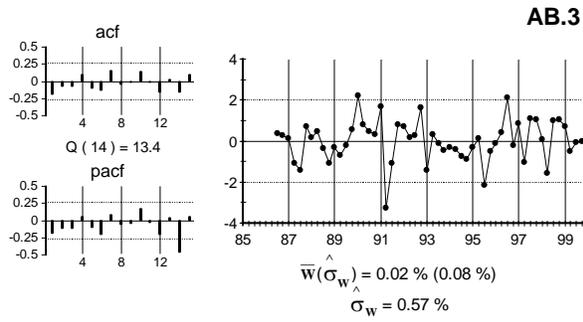
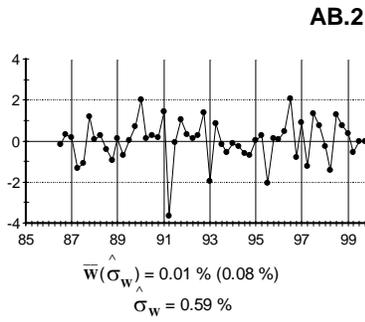


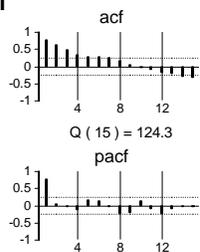
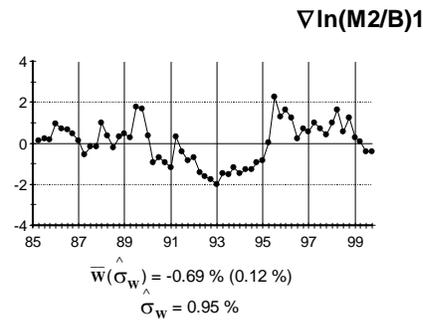
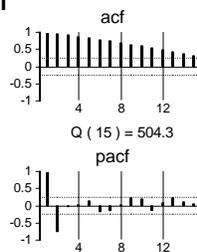
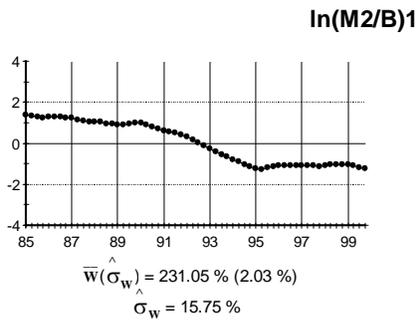
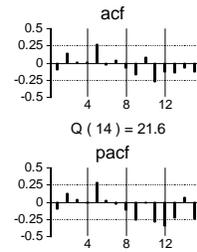
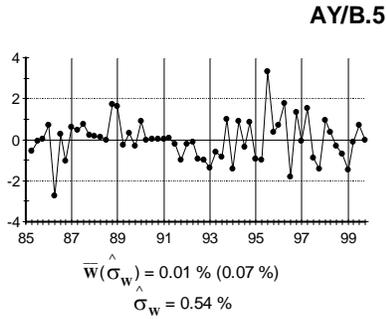
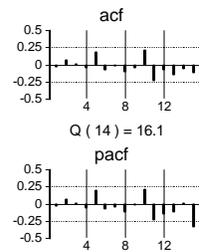
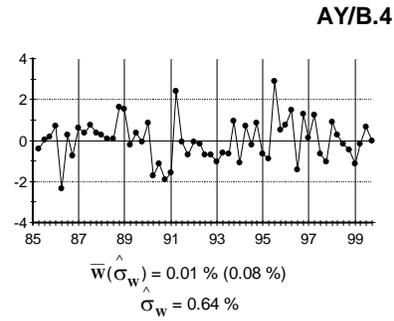
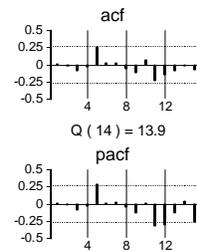
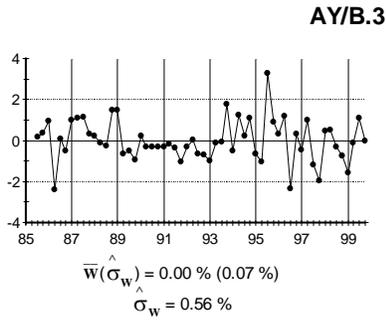
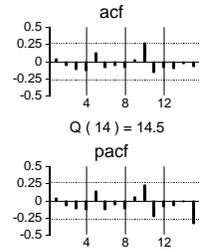
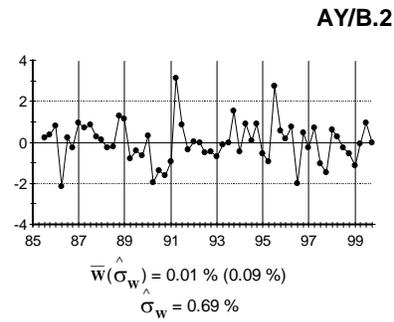
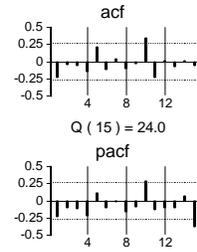
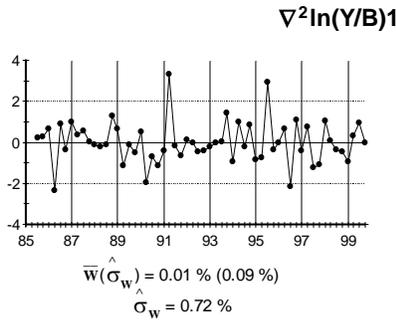
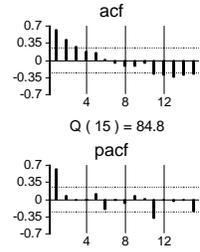
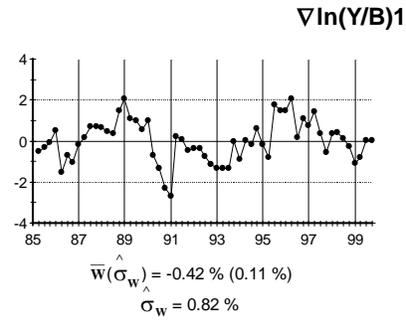
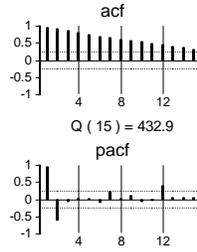
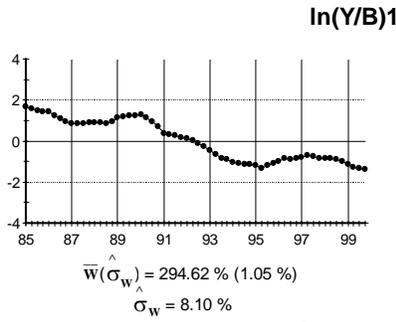


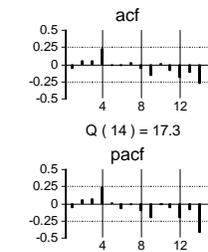
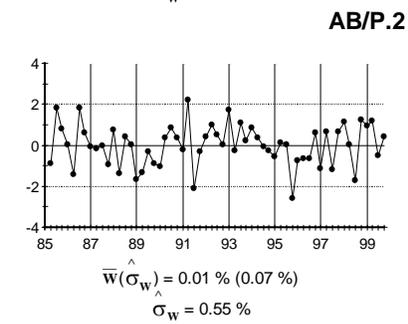
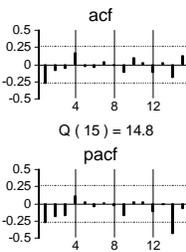
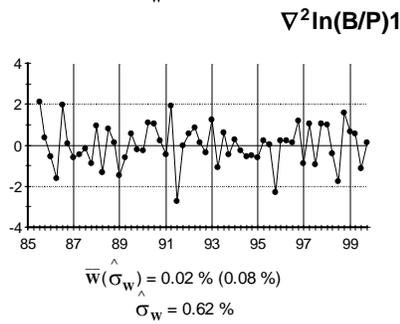
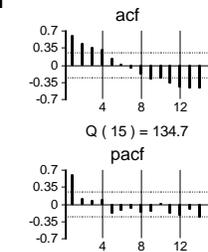
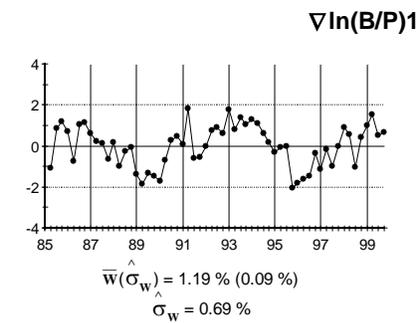
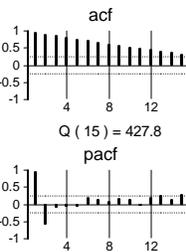
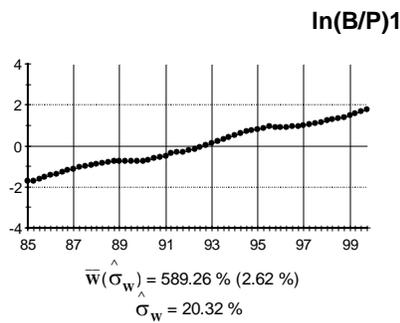
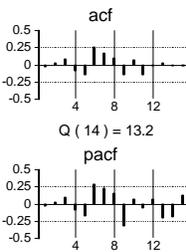
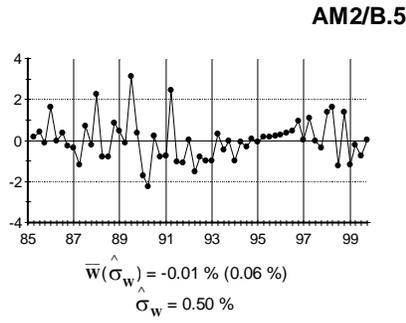
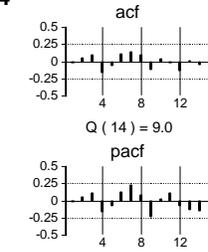
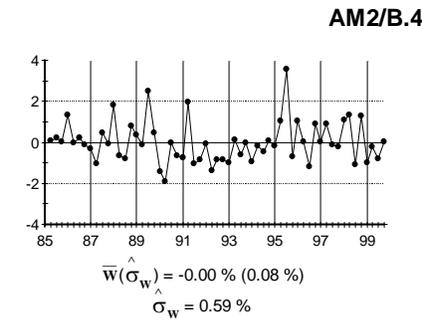
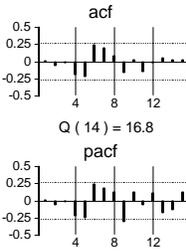
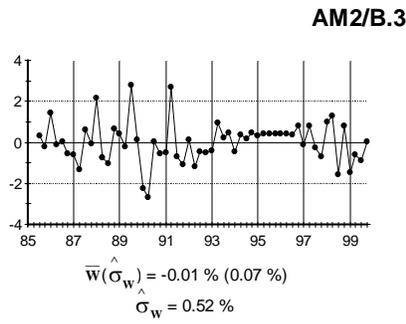
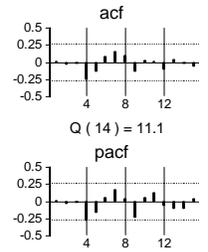
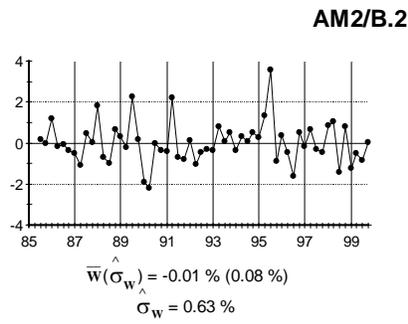
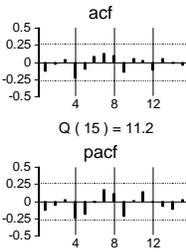
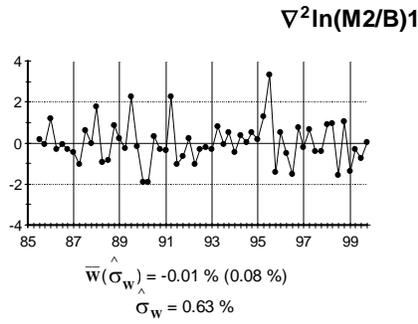


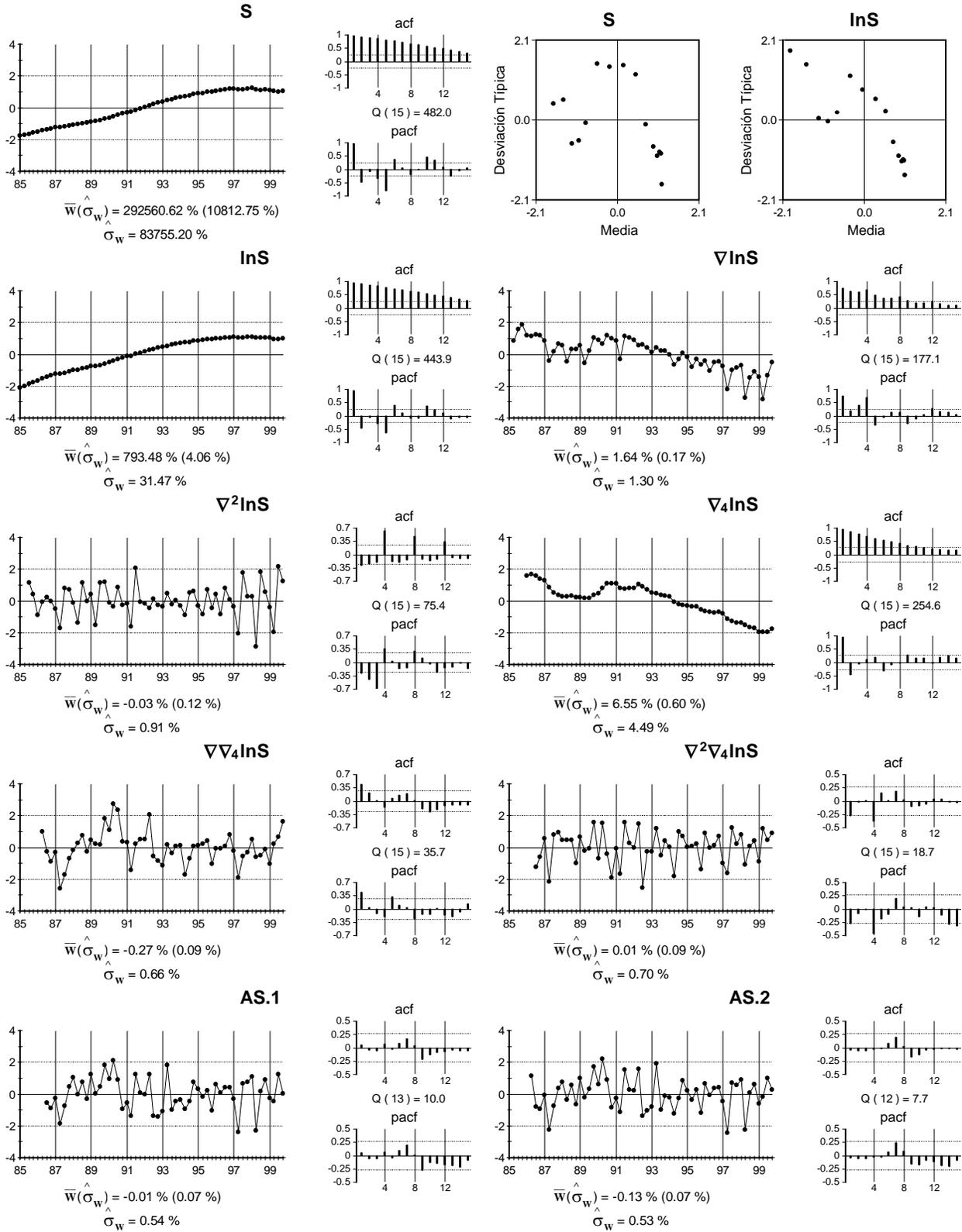


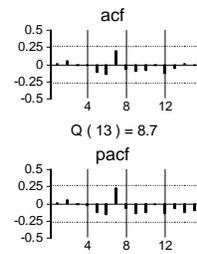
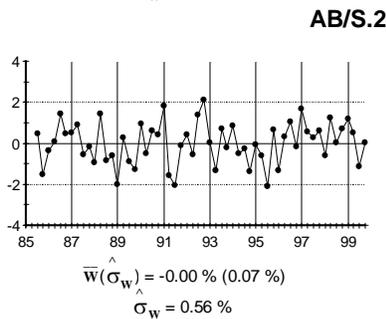
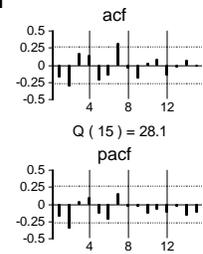
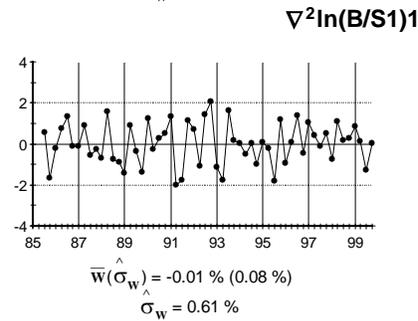
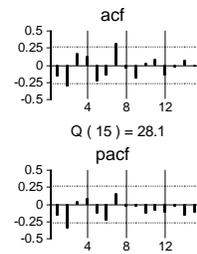
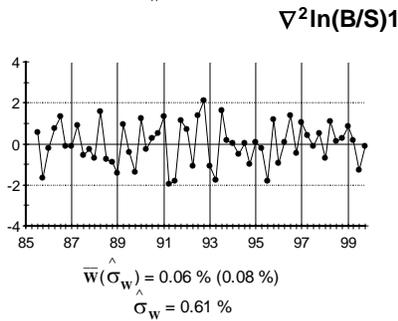
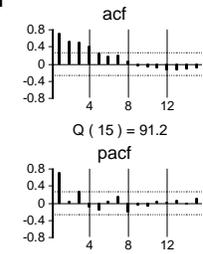
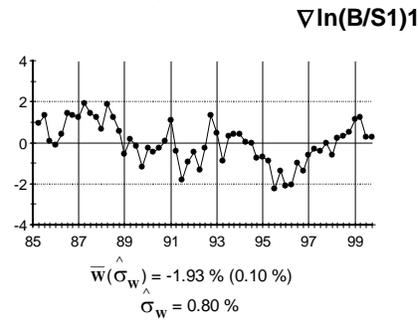
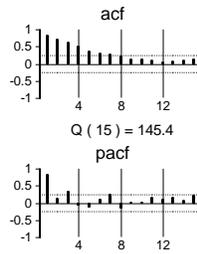
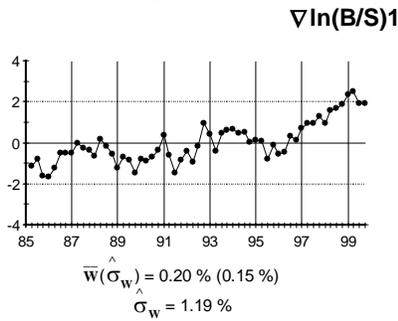
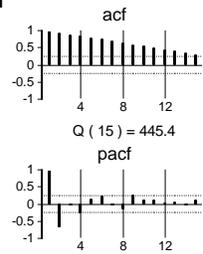
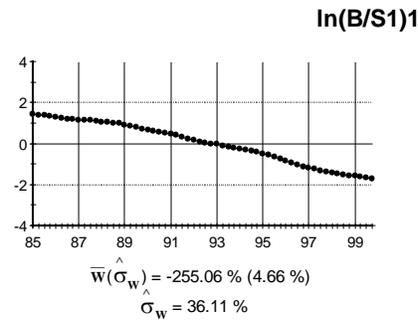
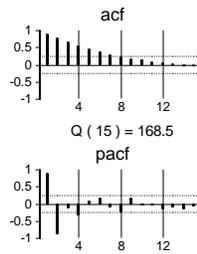
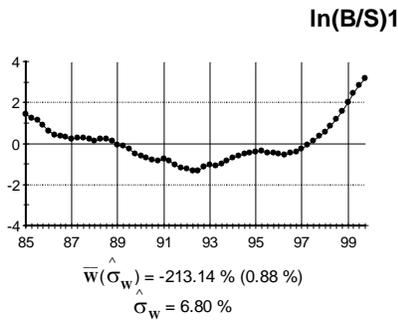
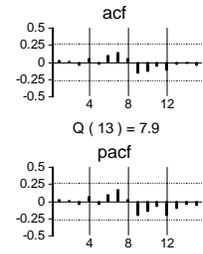
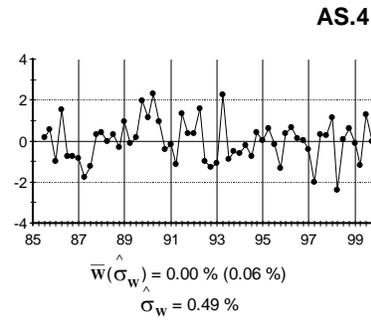
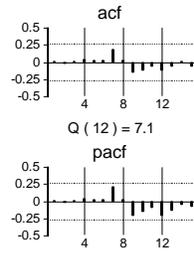
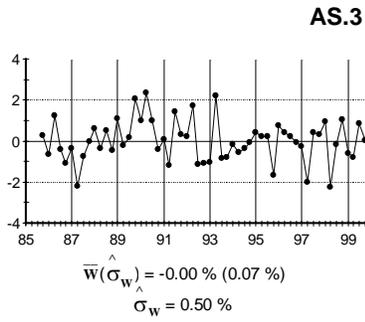












---

## CAPÍTULO 6: Otras Relaciones de Cointegración

---

Los análisis univariantes de las series anuales en la muestra 59-99 de las variables incluidas en esta investigación (Capítulos 3 y 4) y los análisis univariantes de las series trimestrales en la muestra I/85-IV/99, junto con razonamientos acerca de condiciones de compatibilidad de variables ligadas por identidades (Capítulos 3 y 5), revelan que: (1) las variables absolutas reales,  $Q$  (en logaritmo),  $r$  e  $i$ , siguen procesos I(1), (2) las variables absolutas nominales ( $Y$ ,  $P$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ ) en logaritmo siguen procesos I(2) y (3) los ratios (en logaritmo) de las variables nominales que no incluyen  $S$  siguen procesos I(1) y los que incluyen  $S$  siguen procesos I(2). Este resultado último implica que  $\ln Y$ ,  $\ln P$ ,  $\ln M2$  y  $\ln B$  operan en relaciones bivariantes CI(2,1) con coeficientes (1,-1), mientras que  $\ln S$  no opera en este tipo de relación con ninguna de estas cuatro variables.

El resultado (3) es llamativo, porque significa que hay un solo componente I(1) en  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$ , pero otro en  $\nabla \ln S$ . A efectos de estudiar el carácter del equilibrio estadístico a largo plazo, basta con examinar una sola de  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  en diferencial con  $\nabla \ln S$ . Se elige estudiar  $\nabla \ln(B/S) \sim I(1)$ , porque  $B$  se relaciona de forma cercana con la política monetaria. Se emplean los datos trimestrales I/85-IV/99. Se detecta una relación de cointegración entre  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$ , que probablemente refleja el comportamiento a largo plazo del sector privado frente a la política monetaria y no monetaria.

También se estudia la posibilidad de una relación CI(1,1) en que participan  $i$  con  $r$  y alguna otra variable, usando los datos trimestrales I/85-IV/99. Martín y Treadway (1997) y Martín (1998) encontraron en datos mensuales 1/85-12/95, entre otros resultados, que las

variables  $i$  y  $r$  son  $II(1)$ , es decir, no hay una relación  $CI(1,1)$  entre ellas. Este resultado también se encuentra en los datos trimestrales I/85-IV/99:  $i$  y  $r \sim II(1)$ . Se estudia  $i$  versus  $r$  y otras variables  $I(1)$  para intentar descubrir el segundo FNE en los tipos de interés de EE.UU. Se detecta esta clase de relación  $CI(1,1)$  entre  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$  y se ofrece una interpretación económica posible.

La investigación se detiene después de encontrar estas dos nuevas relaciones de cointegración, a pesar de que los análisis del conjunto de variables no son completos en dos sentidos. En primer lugar, en este conjunto de datos puede haber más relaciones de cointegración, aunque muchos experimentos realizados (no presentados) sugieren que no es probable. En segundo lugar, no se construye un modelo multivariante estocástico empleando hipótesis de identificación que permitan fundamentar mejor la interpretación, en términos de comportamiento económico, de las dos nuevas relaciones de cointegración detectadas.

Los modelos elaborados en el capítulo se presentan en el Apéndice T.6. Los instrumentos gráficos y estadísticos de especificación inicial y diagnosis se presentan en el Apéndice G.6.

Los modelos univariantes se denotan con el mnemotécnico de la variable seguido de un punto y de un número que identifica el modelo. Los modelos trivariantes se denotan con la letra "M" seguida de un número que designa el modelo.

## 6.1 Relación Trivariante $CI(1,1)$ entre $\nabla \ln(B/S)$ , $r$ y $\ln Q$

En esta sección se investiga si  $\nabla \ln(B/S)$  opera en una relación  $CI(1,1)$  con una o más de las otras variables  $I(1)$  incluidas en esta investigación.

### 6.1.1 Regresiones Estáticas

En los análisis que se presentan en esta subsección se emplean las variables una vez extraídos los términos deterministas (de intervención, estacionalidad y tendencia) formulados

y estimados en sus modelos univariantes. Para el resto del capítulo, las variables así calculadas se denotan añadiendo un asterisco al nombre de la variable original. Así,  $\nabla \ln(B/S)^*$  es la serie  $\nabla \ln(B/S)$  extraídos los términos deterministas del modelo B/S.2 (Tabla 5.7 del Apéndice T.5).

La primera variable regresor que se considera es  $r$ , debido a que  $B$  es una variable estrechamente relacionada con política monetaria. El modelo univariante de  $r$ , r.1 (Tabla 5.3 del Apéndice T.5), no contiene términos deterministas, de modo que se comienza estimando por MCO la regresión de  $\nabla \ln(B/S)^*$  sobre  $r$  y una constante. Se realiza un análisis univariante de los residuos. La serie de residuos de esta regresión parece seguir un proceso  $I(1)$ , por lo que se rechaza la hipótesis de que  $\nabla \ln(B/S)^*$  y  $r$  operan en una relación bivalente  $CI(1,1)$ .

Se añade  $\ln Q^*$  como regresor a la regresión anterior, en función de los resultados de un estudio de los autovalores y autovectores de las matrices de autocorrelación muestral del vector de variables  $\nabla \ln B$ ,  $\nabla \ln S$ ,  $\ln(Y/B)$ ,  $\ln Q$ ,  $r$  e  $i$  (extraídos los términos deterministas de sus modelos univariantes), según la propuesta de Peña (1990/1). Este estudio indica la posibilidad de dos relaciones de cointegración en este conjunto de seis variables, dado que: (1) las matrices de autocorrelación presentan dos autovalores muy próximos a cero, de un orden de magnitud menor que el tercer autovalor más pequeño y (2) para las matrices de autocorrelación de órdenes de retardo bajos, los autovectores asociados al autovalor más pequeño son semejantes entre sí y lo mismo ocurre para los autovectores asociados al segundo autovalor más pequeño.

En los autovectores asociados al autovalor más pequeño, los coeficientes de

$\nabla \ln B^*$ ,  $\nabla \ln S^*$  y  $\ln Q^*$  son los más grandes, y los coeficientes de  $\nabla \ln B^*$  y  $\nabla \ln S^*$  son prácticamente del mismo tamaño, pero de signo contrario, sugiriendo que las variables  $\nabla \ln(B/S)^*$  y  $\ln Q^*$  podrían participar en una de las dos relaciones de cointegración potenciales. Se denota  $\ln Q^*$  a la serie  $\ln Q$  extraídos los términos deterministas del modelo Q.7 (Tabla 5.3 del Capítulo 5).

El resultado de la estimación por MCO de la regresión de  $\nabla \ln(B/S)^*$  sobre  $r$ ,  $\ln Q^*$  y una constante se presenta a continuación:

$$\nabla \ln(B/S)_t^* = \begin{array}{ccc} \xleftarrow{-0.82} & \times & \xrightarrow{-1.00} \\ -.47 r_t & +.39 \ln Q_t^* & -3.39 + C1_t \\ (.07) & (.05) & (.40) \\ \xleftarrow{\phantom{.81}} & & \xrightarrow{\phantom{.81}} \\ & .81 & \end{array} \quad (6.1)$$

Las flechas señalan correlaciones estimadas elevadas entre los parámetros estimados. No es muy sorprendente encontrar correlaciones elevadas entre estos parámetros, especialmente entre los coeficientes de  $r$  y  $\ln Q^*$ , que son dos series que deambulan. La multicolinealidad es de esperar entre variables  $I(1)$  relacionadas en el sentido  $CI(1,1)$ .

En el Apéndice G.6 se presentan los gráficos de datos y de *acf/pacf* de la serie de residuos de la regresión (6.1),  $C1$ . En las *acf/pacf* de  $C1$  se identifica la configuración de un  $MA(1)$  con parámetro negativo. El modelo C1.1 es el resultado de estimar un  $MA(1)$  para la serie  $C1$ .

Los instrumentos de diagnóstico de C1.1 no muestran evidencia de mala especificación. El valor de  $r_5$  es un poco elevado, pero se explica en gran parte por la contribución del par de residuos extremos I/91-II/92. Se incorpora a este modelo un  $AR(1)$  de sobreajuste para poder contrastar la hipótesis de no estacionariedad. En el modelo resultante,  $\phi_1$  se estima negativo y no significativamente distinto de cero. De todos modos, se contrasta la hipótesis de no

estacionariedad ( $H_0 : \phi_1 = 1$ ) y se rechaza: el valor del estadístico SF es 4.87 y los valores críticos (interpolados), con 59 observaciones, a los niveles de confianza 90% y 95% son 1.06 y 1.75. El resultado  $C1 \sim I(0)$  implica que  $\nabla \ln(B/S)^*$ ,  $r$  y  $\ln Q^*$  están cointegradas. Esto significa que se detecta una relación trivariante  $CI(1,1)$  entre  $\nabla \ln(B/S)^*$ ,  $r$  y  $\ln Q^*$ .

En la subsección siguiente se obtienen mejores estimaciones de los coeficientes de cointegración y de la media de la variable de cointegración en un modelo trivariante estocástico.

### 6.1.2 Construcción del Modelo Trivariante Estocástico de $\nabla \ln(B/S)$ , $r$ y $\ln Q$

En esta subsección se construye un modelo trivariante de  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$ , empleando una representación propuesta por Phillips (1991), en las Ecuaciones (1) y (2) de la p. 286. El objetivo de este ejercicio es obtener valores estimados de los coeficientes de cointegración que pueden tratarse con inferencia estándar. En la etapa de especificación se empieza trabajando con las variables extraídos los términos deterministas de sus modelos univariantes. Además, se fijan los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración en sus valores estimados en la subsección anterior, presentados en (6.1). Esto quiere decir que se comienza especificando un modelo para las variables

$C1 \equiv \nabla \ln(B/S)^* + .47 r - .39 \ln Q^* + 3.39$ ,  $\nabla r$  y  $\nabla \ln Q^*$ . Una vez que se tiene un modelo que parece adecuado para estas variables, se relajan las restricciones sobre los parámetros de los componentes deterministas, los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración en la estimación y diagnosis, para realizar la estimación conjunta.

En adelante, se designa  $\phi_{ij}^k$  al coeficiente asociado a  $B^k$  del elemento (polinomio en el argumento  $B$ ) en la posición  $(i,j)$  de la matriz AR,  $\Phi(B)$ , y  $\theta_{ij}^k$  al coeficiente asociado a

$B^k$  del elemento (polinomio en el argumento  $B$ ) en la posición  $(i,j)$  de la matriz  $MA$ ,  $\Theta(B)$ .

El punto de partida en la construcción del modelo trivariante de  $C1$ ,  $\nabla r$  y  $\nabla \ln Q^*$  es la estimación conjunta de sus modelos univariantes en un modelo trivariante estocástico con dinámica diagonal y con una especificación general de la matriz de covarianzas contemporáneas (modelo M1). Este modelo se emplea como regla de medida con la que comparar el modelo trivariante no diagonal de  $C1$ ,  $\nabla r_t$  y  $\nabla \ln Q_t^*$ . Los parámetros ARMA estimados en el modelo M1 no difieren significativamente de los de los modelos C1.1, r.1 y Q.7.

Se estima un modelo AR(1) completo para  $C1$ ,  $\nabla r_t$  y  $\nabla \ln Q_t^*$ . Las *acf/pacf* de las series residuales AC1 y AQ sugieren que falta estructura AR por incorporar al modelo, por lo que se estima un modelo AR(2) completo.

Las *acf/pacf/ccf* residuales del AR(2) completo no sugieren estructura AR o MA adicional y no se detecta ninguna otra evidencia de mala especificación. En este modelo algunos parámetros AR se estiman no significativamente distintos de cero, pero no se suprimen hasta después de relajar las restricciones impuestas sobre los parámetros de los componentes deterministas de  $\nabla \ln(B/S)$  y  $\ln Q$  y sobre los coeficientes de cointegración.

Antes de relajar estas restricciones, y dado que el análisis univariante de  $C1$  revela que esta serie sigue un proceso MA(1), se incorpora al modelo AR(2) completo, como sobreajuste, un término en  $B$  en la posición  $(1,1)$  de la matriz  $MA$  (modelo M2).

El modelo M2 parece adecuado. La serie de residuos AC1 presenta un valor de  $r_5$  un poco grande, pero la mayor parte de este valor se explica por el par de residuos I/91-II/92. La serie de residuos Ar presenta un valor de  $r_6$  un poco grande, que se explica en gran parte por los pares de residuos I/88-III/89 y III/89-I/91.

En el modelo M2, el valor destacado del coeficiente de correlación cruzada entre  $ACI_{t-4}$  y  $Ar_t$  (-.34) no puede explicarse por la contribución de unos pocos (uno o dos) pares de residuos extremos. Sólo se detecta otro efecto de  $CI$  sobre  $\nabla r$ , retardado un trimestre, pero es de signo contrario. Se decide no incorporar al modelo un parámetro para representar la correlación cruzada entre  $ACI_{t-4}$  y  $Ar_t$ , porque se trata de un efecto aislado con un signo que no es fácilmente comprensible. También destacan los valores de los coeficientes de correlación cruzada entre  $Ar_{t-5}$  y  $ACI_t$  (-.25) y entre  $AQ_{t-4}$  y  $Ar_t$  (.17), pero estos valores se explican en gran parte por la contribución de unos pocos pares de residuos (Tabla 6.4).

En el modelo M2 los parámetros  $\phi_{11}^1$  y  $\phi_{11}^2$  se estiman no significativamente distintos de cero, altamente correlacionados entre sí y con  $\hat{\theta}_{11}^1$ , que resulta significativamente distinto de cero. Esto sugiere que se supriman  $\phi_{11}^1$  y  $\phi_{11}^2$ . Hay otros coeficientes en la matriz AR que se estiman no significativamente distintos de cero. También se estima no significativamente distinto de cero el coeficiente de correlación contemporánea entre  $ACI$  y  $Ar$ .

Antes de suprimir ningún parámetro, se estima un modelo con la misma estructura ARMA que el modelo M2, relajando las restricciones sobre los parámetros de los términos deterministas de  $\nabla \ln(B/S)$  y  $\ln Q$ , los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración. En el modelo resultante, no se aprecia empeoramiento en la calidad de representación de ninguna de las variables con respecto al modelo M2. Los parámetros ARMA estimados no difieren significativamente de los de M2, ni tampoco los coeficientes de correlación contemporánea estimados.

En el modelo último se estiman no significativamente distintos de cero algunos parámetros AR, los parámetros de  $\cos(\pi t/2)$  y  $(-1)^t$  de  $\ln Q$  y el coeficiente de correlación

contemporánea entre  $AC1$  y  $Ar$ . Se restringe a cero el coeficiente de correlación contemporánea entre  $AC1$  y  $Ar$  y se suprimen los otros parámetros que no resultan significativamente distintos de cero, obteniéndose el modelo M3.

En el modelo M3, ninguno de los parámetros de los componentes deterministas de  $\ln(B/S)$  y  $\ln Q$  cambia significativamente en relación con los modelos univariantes ( $B/S.2$  de la Tabla 5.7 y  $Q.7$  de la Tabla 5.3). Los coeficientes estimados de cointegración y la media de  $C1$  tampoco cambian significativamente en relación con la regresión estática, aunque las propiedades estadísticas de los estimadores en M3 son de inferencia estándar y las de la regresión estática no.

El modelo M3 parece estadísticamente adecuado. La serie de residuos  $AC1$  presenta valores de  $r_5$  y  $r_6$  un poco grandes, pero estos valores se explican en su mayor parte por los pares de residuos I/91-II/92 y III/89-I/91 respectivamente. En la serie de residuos  $Ar$  gran parte del valor de  $r_6$  se explica por los pares de residuos I/88-III/89 y III/89-I/91.

En las *ccf* de M3, el único coeficiente con un valor destacado que no puede explicarse por unos pocos pares de residuos extremos, es el coeficiente de correlación cruzada entre  $AC1_{t-4}$  y  $Ar_t$  (véase la Tabla 6.4 para los otros coeficientes con valores destacados), pero no se incluye un parámetro para representar esta correlación cruzada retardada por los motivos mencionados más arriba.

Las *acf/pacf* de  $AC1$  en el modelo M3 no presentan la configuración de un  $AR(1)$  con parámetro positivo, que sugeriría la posibilidad de infradiferenciación. Aun así, se lleva a cabo un ejercicio adicional para confirmar la relación trivariante  $CI(1,1)$ . Se calcula la combinación lineal (variable de cointegración) estimada en el modelo M3 y se realiza el análisis univariante de la misma. Se encuentra que esta serie sigue un proceso  $I(0)$ ,

confirmando que  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  operan en una relación trivariante CI(1,1). No se presenta el proceso de análisis de esta serie, porque es casi idéntico al de la serie de residuos de la regresión (6.1), presentado en la Subsección 6.1.1.

En M3 los coeficientes de cointegración de  $r$  y  $\ln Q$  se estiman significativamente distintos de cero, pero altamente correlacionados entre sí y con la constante de cointegración estimada, indicando que la situación de estimación de estos tres parámetros no está bien definida. No es razonable suprimir ninguno de estos parámetros y no resulta obvia ninguna restricción que pueda imponerse entre estos parámetros para evitar la indefinición en la situación de estimación. De hecho, esta multicolinealidad entre variables I(1) relacionadas CI(1,1) es natural e inevitable.

Los signos de los coeficientes de cointegración estimados en M3 indican que, en el equilibrio estadístico a largo plazo, las variables  $\nabla \ln(B/S)$  y  $r$  están relacionadas negativamente,  $\nabla \ln(B/S)$  y  $\ln Q$  están relacionadas positivamente, y  $r$  y  $\ln Q$  están relacionadas positivamente.

A continuación se comentan los resultados de dos experimentos que se realizan para evaluar la robustez del resultado de cointegración trivariante CI(1,1) entre  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$ . La serie de residuos AQ del modelo M3 presenta un incidente anómalo en III/90-I/91 con la forma de tres escalones negativos en nivel en estos trimestres, que también se aprecia en los residuos del modelo Q.7 (Apéndice G.5). Para evaluar la influencia de este incidente anómalo en el resultado de cointegración se llevan a cabo dos ejercicios.

En primer lugar, se estima la regresión de  $\nabla \ln(B/S)^*$  sobre  $r$ ,  $\ln Q^*$  y una constante, donde  $\ln Q^*$  es ahora la serie  $\ln Q$  extraídos los términos deterministas del modelo Q.8 (Tabla 5.3 del Capítulo 5), que incluye tres escalones en III/90-I/91. El análisis univariante

de los residuos de esta regresión revela que esta serie sigue un proceso  $I(0)$ .

En segundo lugar, se ensaya añadiendo en el modelo M3 tres escalones en III/90-I/91 a la variable  $\ln Q$ . En el modelo resultante, los parámetros de los tres escalones se estiman significativamente distintos de cero. El parámetro estimado de S,III/90 no difiere significativamente del estimado en el modelo Q.8, pero los parámetros estimados de S,IV/90 y S,I/91 son significativamente menores que los del modelo Q.8. Además, los valores en IV/90 y I/91 de la serie  $AQ$  del nuevo modelo trivariante están por debajo de la media, pero no cerca de ella, lo que indica que la intervención en  $\ln Q$  en estos trimestres no está bien formulada. De todos modos, se construye la combinación lineal (variable de cointegración) estimada en este modelo y se hace análisis univariante de la misma. El análisis univariante revela que la combinación lineal sigue un proceso  $I(0)$ .

Los resultados de estos dos experimentos indican que el resultado de que  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  operan en una relación trivariante  $CI(1,1)$  es robusto frente al incidente anómalo en  $\ln Q$  en III/90-I/91.

## 6.2 Relación Trivariante $CI(1,1)$ entre $i$ , $r$ y $\ln(Y/B)$

En esta sección se investiga una posible relación  $CI(1,1)$  entre  $i$ ,  $r$  y alguna otra variable del sistema en estudio.

### 6.2.1 Regresiones Estáticas

Se comienza estimando (por MCO) la regresión de  $i$  sobre  $r$  y una constante para comprobar si el resultado  $r, i \sim JI(1)$ , obtenido por Martín y Treadway (1997) y Martín (1998) usando datos mensuales 1/85-12/95, se mantiene para los datos trimestrales 1/85-IV/99. Los modelos univariantes de  $i$  y  $r$  no contienen términos deterministas, por lo que se emplean las series originales en la estimación de esta regresión.

Los residuos de la regresión siguen un proceso AR(2) con raíces reales. Se contrasta la no estacionariedad del AR(1) con parámetro positivo mayor. El valor del estadístico SF es 1.15 y los valores críticos (interpolados), con 60 observaciones, al 90% y 95% son 1.06 y 1.75 respectivamente. Al 90% de confianza se rechaza la hipótesis de no estacionariedad, pero este resultado es muy débil, puesto que 1.15 casi no difiere de 1.06. Al 95% de confianza, la hipótesis de no estacionariedad no se rechaza y este resultado no es débil, puesto que 1.75 es considerablemente mayor que 1.15. Por eso, en este caso, parece sensato interpretar el contraste SF en el sentido de que conduce a la conclusión de que los residuos de la regresión siguen un proceso I(1) y, en consecuencia, al resultado de que  $r, i \sim \text{JI}(1)$ .

El estudio de los autovalores y autovectores de las matrices de autocorrelación muestral del vector de variables  $\nabla \ln B^*, \nabla \ln S^*, \ln(Y/B)^*, \ln Q^*, r$  e  $i$ , que se comenta en la Subsección 6.1.1, sugiere que se añada  $\ln(Y/B)^*$  como regresor a la regresión de  $i$  sobre  $r$  y una constante. Este estudio revela que los coeficientes de  $i, r$  y  $\ln(Y/B)^*$  en los autovectores asociados al segundo autovalor más pequeño son los más grandes y tienen un orden de magnitud mayor que los coeficientes de  $\nabla \ln B, \nabla \ln S$  y  $\ln Q$ , indicando que las variables  $r, i$  y  $\ln(Y/B)$  podrían participar en una segunda relación de cointegración en el conjunto de las seis variables. Se denota  $\ln(Y/B)^*$  a la variable  $\ln(Y/B)$  extraídos los términos deterministas del modelo Y/B.4 (Tabla 5.7 del Capítulo 5).

A continuación se presenta el resultado de la estimación por MCO de la regresión de  $i$  sobre  $r, \ln(Y/B)^*$  y una constante:

$$i_t = .76 r_t - .15 \ln(Y/B)_t^* + .47 + C2_t \quad (6.2)$$

$\xleftrightarrow{-1.00}$   
 (.08)      (.04)      (.13)

En el Apéndice G.6 se presentan los gráficos de datos y de *acf/pacf* de la serie de residuos de la regresión (6.2), C2. Las *acf/pacf* de C2 sugieren la especificación de un AR(2). En el modelo AR(2) estimado para C2, que no muestra evidencia de mala especificación, no se rechaza la hipótesis de que el operador AR(2) tiene raíces reales: el valor del estadístico de contraste, que se distribuye como una  $\chi_1^2$  bajo esta hipótesis nula, es .34 y los valores críticos de una  $\chi_1^2$  al 90% y 95% son 2.71 y 3.84 respectivamente.

El modelo C2.1 (Tabla 6.1) se obtiene al estimar un AR(2) factorizado en dos AR(1). Este modelo parece adecuado. Se contrasta la hipótesis de no estacionariedad de uno de los AR(1). El valor del estadístico SF es 1.94 y los valores críticos (interpolados), con 60 observaciones, al 90% y 95% de confianza son 1.06 y 1.75 respectivamente. En consecuencia, se rechaza la hipótesis de no estacionariedad a los niveles de confianza del 90% y 95%, aunque el resultado al 95% no es muy contundente. El resultado  $C2 \sim I(0)$  indica que  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)^*$  operan en una relación trivariante  $CI(1,1)$ .

En la subsección siguiente se construye un modelo trivariante estocástico de  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ , para conseguir mejores estimaciones de los coeficientes de cointegración y de la media de la variable de cointegración que las de (6.2).

### 6.2.2 Construcción del Modelo Trivariante Estocástico de $i$ , $r$ y $\ln(Y/B)$

En esta subsección se construye un modelo trivariante de  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ , empleando la misma representación empleada en la Subsección 6.1.2, propuesta por Phillips (1991). En la etapa de especificación se comienza trabajando con las variables extraídos los términos deterministas de sus modelos univariantes, y se fijan los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración en sus valores estimados en la subsección anterior (Ecuación (6.2)). Esto es, se comienza especificando un modelo para las variables

$C2 \equiv i - .76 r + .15 \ln(Y/B)^* - .47$ ,  $\nabla r$  y  $\nabla \ln(Y/B)^*$ . Cuando se obtiene un modelo que parece adecuado para estas variables, se relajan las restricciones sobre los parámetros de los componentes deterministas, los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración en la estimación y diagnosis, para realizar una estimación conjunta.

La estimación conjunta de los modelos univariantes de  $C2$ ,  $\nabla r$  y  $\nabla \ln(Y/B)^*$  en un modelo trivariante estocástico con dinámica diagonal y con una especificación general de la matriz de covarianzas contemporáneas (modelo M4), se emplea como regla de medida con la que comparar el modelo trivariante no diagonal de estas variables. Los parámetros AR estimados en el modelo M4 no difieren significativamente de los de los modelos  $C2.1$ ,  $r.1$  e  $Y/B.4$ .

Se estima un modelo AR(1) completo para  $C2$ ,  $\nabla r$  y  $\nabla \ln(Y/B)^*$ . Los gráficos de *acf/pacf* de  $AC2$  indican que falta estructura AR por incorporar al modelo, por lo que se estima un AR(2) completo (modelo M5).

Los gráficos de *acf/pacf/ccf* residuales del modelo M5 no sugieren que falte estructura AR o MA por incorporar: (1) la serie de residuos  $Ar$  presenta un valor de  $r_6$  un poco alto, pero la mayor parte de este valor se explica por el par de residuos III/89-I/91, (2) la serie  $AY/B$  presenta un valor de  $r_5$  un poco alto, pero la mayor parte del mismo se explica por los pares de residuos I/90-II/91 y III/95-IV/96 y (3) los valores destacados de los coeficientes de correlación cruzada entre  $AC2_{t-5}$  y  $AY/B_t$  (.20) y entre  $AY/B_{t-4}$  y  $AC2_t$  (-.25) se explican en su mayor parte por pocos pares de residuos (Tabla 6.7).

En el modelo M5, la media muestral de  $AC2$  es negativa y un poco alta en relación con su desviación típica estimada y esto no es debido a un pequeño número de residuos

extremos negativos. Pero es muy probable que esta dificultad se resuelva cuando se relaje la restricción sobre el valor de la media de la variable de cointegración.

En M5 algunos parámetros AR se estiman no significativamente distintos de cero, pero antes de suprimirlos se estima un modelo AR(2) completo sin emplear ninguna restricción sobre los parámetros de los componentes deterministas, los coeficientes de cointegración y la media de la variable de cointegración. En el modelo resultante no se aprecia que empeore la calidad de representación de ninguna de las variables con respecto al modelo M5. Los parámetros AR estimados y los coeficientes de correlación contemporánea estimados no difieren significativamente de los de M5.

En el modelo AR(2) completo con las restricciones señaladas relajadas, se estiman no significativamente distintos de cero algunos parámetros AR, el coeficiente de correlación contemporánea entre AC2 y Ar y el parámetro de I,IV/87 de  $\ln(Y/B)$ . Se restringe a cero el coeficiente de correlación contemporánea entre AC2 y Ar y se suprimen los otros parámetros no significativamente distintos de cero, obteniéndose el modelo M6.

En el modelo M6, los coeficientes estimados de los componentes deterministas de  $\ln(Y/B)$  no difieren significativamente de los valores estimados en Y/B.4 y los coeficientes estimados de cointegración tampoco difieren significativamente de los de la regresión estática.

En el modelo M6, la serie residual Ar presenta un valor de  $r_6$  en bandas, pero la mayor parte de este valor se explica por los pares de residuos IV/86-II/88 y III/89-I/91. En la serie AY/B, la mayor parte del valor de  $r_5$  se explica por los pares de residuos I/90-II/91 y III/95-IV/96. Los coeficientes de las *ccf* con valores más destacados se explican por pocos pares de residuos (Tabla 6.7). En este modelo, la media de AC2 no difiere de cero. Teniendo en cuenta estas evidencias, el modelo M6 parece estadísticamente adecuado.

Se calcula la variable de cointegración estimada en el modelo M6 y se realiza el análisis univariante de la misma. Se encuentra que esta serie sigue un proceso  $I(0)$ , lo que confirma que  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$  operan en una relación trivariante  $CI(1,1)$ . El proceso de análisis de esta serie no se presenta, porque es muy semejante al de la serie de residuos de la regresión (6.2), presentado en la Subsección 6.2.1, aunque conviene señalar que en este caso la hipótesis de no estacionariedad se rechaza al 90% y 95% de confianza de forma contundente ( $SF=3.21$ ).

En el modelo M6, los coeficientes de cointegración de  $r$  y  $\ln(Y/B)$  se estiman significativamente distintos de cero. El coeficiente de cointegración estimado de  $\ln(Y/B)$  está altamente correlacionado con la constante de cointegración, pero no es sensato suprimir ninguno de estos parámetros. Los signos de los coeficientes de cointegración estimados en M6 indican que, en el equilibrio estadístico a largo plazo, las variables  $i$  y  $r$  están relacionadas positivamente, las variables  $i$  y  $\ln(Y/B)$  están relacionadas negativamente, y las variables  $\ln(Y/B)$  y  $r$  están relacionadas positivamente.

A continuación se exponen brevemente los resultados de dos ejercicios realizados para evaluar la robustez del resultado de cointegración trivariante  $CI(1,1)$  entre  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ . La serie de residuos  $\Delta Y/B$  del modelo M6 presenta un incidente anómalo en II/90-II/91, que también se aprecia en los residuos del modelo  $Y/B.4$  (Apéndice G.5), que procede en parte de  $\ln Y$  (presenta tres escalones negativos en III/90-I/91) y en parte de  $\ln B$  (presenta un pequeño escalón negativo en II/90 y un escalón positivo en I/91). Para evaluar la influencia de este incidente anómalo en el resultado de cointegración, se realizan dos ejercicios.

En primer lugar, se estima la regresión de  $i$  sobre  $r$ ,  $\ln(Y/B)^*$  y una constante, donde

$\ln(Y/B)^*$  es la serie  $\ln(Y/B)$  extraídos los términos deterministas del modelo Y/B.5 (Tabla 5.7 del Apéndice T.5), que incluye cuatro escalones en II/90-I/91. Los residuos de la regresión siguen un proceso AR(2) con raíces reales. En este caso el resultado del contraste de no estacionariedad del AR(1) con parámetro positivo mayor es ambiguo (SF=1.33): se rechaza la hipótesis de no estacionariedad al 90% de confianza (1.06) pero no puede rechazarse al 95% (1.75).

En segundo lugar, se ensaya añadiendo en el modelo M6 cuatro escalones en II/90-I/91 a la variable  $\ln(Y/B)$ . En el modelo resultante, los parámetros estimados de estos cuatro escalones son significativamente distintos de cero, y ninguno de ellos difiere significativamente de los del modelo Y/B.5. Los valores de la serie  $\Delta Y/B$  en II/90-II/91 están muy cerca de la media global y no se detectan otra evidencia de mala especificación.

La variable de cointegración estimada en este último modelo sigue un proceso AR(2) con raíces reales. El valor del estadístico SF es 1.63. Al 95% de confianza no se rechaza la hipótesis de no estacionariedad, pero este resultado es muy débil, puesto que 1.63 casi no difiere de 1.75. Al 90% de confianza se rechaza no estacionariedad y este resultado no es débil, puesto que 1.63 es considerablemente mayor que 1.06. En consecuencia, parece sensato aceptar que el resultado de cointegración se mantiene cuando se incorporan los escalones en II/90-I/91, a pesar de que el rechazo de la hipótesis de no estacionariedad de la variable de cointegración es menos contundente en este caso. Además, es importante recordar que no se dispone de información extramuestral que justifique considerar las observaciones de  $\ln Y$  en III/90-I/91 y de  $\ln B$  en IV/90-I/91 como contaminación.

### 6.3 Conclusiones

Los análisis presentados en este capítulo revelan dos relaciones de cointegración trivariantes CI(1,1). En la primera participan las variables  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  y en la

segunda participan las variables  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ . El resultado de que  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$  operan en una relación trivariante CI(1,1) implica que el segundo FNE de los tipos de interés de EE.UU. se identifica con  $\ln(Y/B)$ .

En esta tesis no se construye un modelo multivariante estocástico empleando hipótesis (no contrastables) de identificación exacta, que permitiría interpretar estas dos relaciones de cointegración, de forma bien fundamentada, en términos de comportamiento económico. De cara a la construcción de este tipo de modelo multivariante, conviene tener en cuenta que el empleo de hipótesis de identificación exacta, que establecen la dirección de las relaciones contemporáneas entre las variables, es casi siempre más cuestionable cuanto mayor es la longitud del intervalo muestral. Sin embargo, en los casos de las dos relaciones de cointegración que se presentan en este capítulo, no es posible utilizar datos mensuales para construir modelos multivariantes que incorporen hipótesis de identificación exacta, porque ambas relaciones incluyen variables de Contabilidad Nacional.

A pesar de que no se construye un modelo multivariante estocástico empleando hipótesis de identificación exacta, se ofrecen a continuación interpretaciones económicas posibles de las dos relaciones de cointegración presentadas en este capítulo.

La primera relación de cointegración podría interpretarse como la ecuación de determinación a largo plazo de  $\nabla \ln B$ , lo que permitiría, usando el resultado  $\nabla \ln(B/P) \sim I(0)$ , inferir una ecuación de determinación a largo plazo de la tasa de inflación,  $p (\equiv \nabla \ln P)$ . Esta interpretación permite ofrecer una confirmación empírica de la idea, comúnmente aceptada por los economistas, de que  $r$  influye negativamente en la tasa de inflación a largo plazo. Con esta interpretación los signos de las demás relaciones son económicamente comprensibles. Por un lado,  $\nabla \ln S$  mide el ratio del flujo del déficit público sobre el stock de

deuda pública, por lo que parece razonable aceptar que  $p$  aumenta a largo plazo cuando  $\forall \ln S$  aumenta. Por otro lado, el que  $p$  y  $\ln Q$  estén positivamente relacionados a largo plazo indica que existe un “trade-off” a largo plazo entre  $p$  y  $\ln Q$ .

La segunda relación de cointegración podría interpretarse como una ecuación de determinación a largo plazo de  $i$ . Esta interpretación permitiría pensar en términos de la variable  $i - \alpha_r r$ , con  $\alpha_r$  el coeficiente de cointegración de  $r$ , que podría entenderse como  $i$  menos una prima de liquidez dependiente de  $r$ . A largo plazo,  $i - \alpha_r r$  está relacionado negativamente con  $\ln(Y/B)$ . Puesto que se cumple que  $\ln(Y/B) \equiv \ln Q - \ln(B/P)$ , eso significaría que  $i - \alpha_r r$  está relacionado negativamente con  $\ln Q$  y positivamente con  $\ln(B/P)$ . La variable  $i - \alpha_r r$  se podría interpretar como un indicador del producto marginal del capital físico, que se reduce cuando aumenta  $\ln Q$  por la presencia de rendimientos marginales decrecientes. Se comprende que los saldos reales en términos de la base monetaria,  $\ln(B/P)$ , influyan positivamente en  $i - \alpha_r r$ , si se entiende que  $\ln(B/P)$  es un factor productivo real, complementario del capital físico.

Por otro lado, dado que  $\ln(Y/B) \equiv \ln Q - \ln(B/P)$ , esta segunda relación de cointegración también podría interpretarse como una función de demanda a largo plazo de los saldos reales monetarios de la base monetaria,  $\ln(B/P)$ , con elasticidad unitaria de  $Q$ , un efecto negativo de  $r$  y un efecto positivo de  $i$ .

No parece razonable interpretar ninguna de las dos relaciones de cointegración como una ecuación de determinación a largo plazo de  $r$ , es decir, como una función de comportamiento de la Fed. Interpretar en este sentido la primera relación de cointegración, implicaría aceptar que  $p$  influye negativamente en  $r$  a largo plazo, lo que parece poco plausible. Interpretar la segunda relación de cointegración como una función de

comportamiento de la Fed, implicaría aceptar que  $p$  no está incluida en la función de reacción de la Fed, lo que resulta poco creíble.

---

## APÉNDICE T.6: Tablas

---

En este apéndice se presentan los modelos univariantes y los modelos trivariantes que se mencionan en el texto del Capítulo 6.

La Tabla 6.1 contiene los modelos univariantes de las series de residuos de las dos regresiones estáticas cuyas estimaciones se presentan en (6.1) y (6.2) (Subsecciones 6.1.1 y 6.2.1 respectivamente). En esta tabla se incluye, para cada modelo, la siguiente información: (1) nombre, (2) número de diferencias regulares,  $d$ , (3) estimaciones de los parámetros ARMA,  $\hat{\phi}_{11}$ ,  $\hat{\phi}_{12}$  y  $\hat{\theta}_1$ , con sus desviaciones típicas estimadas entre paréntesis (4) desviación típica residual estimada,  $\hat{\sigma}_a$ , (5) media de los residuos,  $\bar{a}$ , con su desviación típica estimada entre paréntesis ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ), (6) estadístico  $Q$  de Ljung y Box (1978), con los grados de libertad entre paréntesis y (7) fecha y valor tipificado de residuos con valor absoluto tipificado igual o mayor que dos desviaciones típicas residuales.

La forma general de los modelos que se presentan en la Tabla 6.1 se escribe:

$$(1 - \phi_{11}B)(1 - \phi_{12}B)z_t = (1 - \theta_1B)a_t \quad (1)$$

En la Tabla 6.2 se presentan los modelos trivariantes de las variables  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$ . En la Tabla 6.5 se presentan los modelos trivariantes de las variables  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ . Los modelos en estas dos tablas se expresan en forma matricial. En los casos de los modelos M3 y M6 se presentan, en primer lugar, las descomposiciones estimadas de las variables con los términos deterministas estimados. Todos los parámetros estimados van acompañados por su desviación típica estimada entre paréntesis. Se presentan los coeficientes de correlación estimados entre parámetros estimados, cuando estos coeficientes son mayores (en valor absoluto) que .70, usando flechas que señalan los parámetros correspondientes. Debajo de

cada modelo se presentan las desviaciones típicas estimadas de las tres series residuales. Cuando el modelo contiene un operador AR(2) con raíces imaginarias se presenta, debajo de este operador, el factor de amortiguamiento estimado,  $\hat{f}\hat{a}$ , y el periodo estimado,  $\hat{p}\hat{e}r$ , expresado en trimestres.

Se denota  $\hat{\mathbf{P}}$  a la matriz de correlación contemporánea estimada. Debajo de cada coeficiente de correlación estimado, se presenta su desviación típica aproximada estimada entre paréntesis. El número cero en una determinada posición de la matriz indica que la correlación asociada a esa posición se restringe a ser cero.

Las Tablas 6.3 y 6.6 incluyen, respectivamente, instrumentos de diagnosis de los modelos trivariantes presentados en las Tablas 6.2 y 6.5. Para las tres series residuales de cada modelo se presenta: (1) media muestral con su desviación típica estimada entre paréntesis, (2) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con los grados de libertad entre paréntesis y (3) fecha y valor tipificado de residuos con valor absoluto tipificado igual o mayor que dos desviaciones típicas residuales.

En las Tablas 6.4 y 6.7 se presentan, para los modelos de las Tablas 6.2 y 6.5 respectivamente, los coeficientes de correlación cruzada entre los residuos con valores más destacados, y las contribuciones de algunos pares de residuos a estos valores. En estas tablas se detallan, para cada modelo: (1) los retardos (k) de la *ccf* con coeficientes destacados, indicando entre paréntesis los valores de los coeficientes para estos retardos y (2) las series residuales, las fechas y los valores de las contribuciones parciales y totales (de los pares de residuos considerados).

**Tabla 6.1:** Modelos univariantes de las series residuales de las regresiones estáticas de  $\nabla \ln(B/S)^*$  sobre  $r$ ,  $\ln Q^*$  y una constante y de  $i$  sobre  $r$ ,  $\ln(Y/B)^*$  y una constante

MODELO	AR(2) con raíces reales		MA(1)	$\hat{\sigma}_a$ %	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_{\bar{a}}$ ) [%] [%]	Q(k)	Residuos Extremos	
	$\hat{\phi}_{11}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{11}}$ )	$\hat{\phi}_{12}$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_{12}}$ )	$\hat{\theta}_1$ ( $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}_1}$ )					
<b>C1.1</b>			-0.47 (.13)	.49	-0.00 (.06)	6.9 (7)	I/91 2.6 II/92 -2.1	
<b>C2.1<sup>1</sup></b>	.64 (.14)	.64 (.14)		.37	-0.02 (.05)	3.2 (6)	II/87 2.1 I/90 2.0 I/95 -2.2 II/95 -2.2 II/96 2.2	

1:  $\hat{\rho}(\hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{12}) = -.72$



**Tabla 6.2:** Modelos trivariantes de  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$

<b>Modelo M1</b>	
$C1_t \equiv \nabla \ln(B/S)_t^* + .47 r_t - .39 \ln Q_t^* + 3.39$	
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1-.62B & 0 \\ 0 & 0 & (1-.62B)(1+.41B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C1_t \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln Q_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+.46B & 0 & 0 \\ (.12) & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} AC1_t \\ Ar_t \\ AQ_t \end{bmatrix}; \quad \hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ -.01 & 1 & \\ (.13) & & \\ -.34 & .25 & 1 \\ (.12) & (.13) & \end{bmatrix}$	
$\hat{\sigma}_{AC1} = .49\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .33\% ; \hat{\sigma}_{AQ} = .44\% ;$	
<b>Modelo M2</b>	
$C1_t \equiv \nabla \ln(B/S)_t^* + .47 r_t - .39 \ln Q_t^* + 3.39$	
$\begin{matrix} \xleftarrow{-.80} & \xrightarrow{.96} & \\ \xleftarrow{-.86} & & \xrightarrow{.86} \end{matrix}$ $\begin{bmatrix} 1+.23B+.01B^2 & -.00B-.21B^2 & -.07B-.03B^2 \\ (.43) & (.25) & (.21) & (.20) & (.15) & (.15) \\ -.16B+.01B^2 & 1-.49B+.07B^2 & -.35B-.02B^2 \\ (.08) & (.08) & (.13) & (.11) & (.10) & (.10) \\ -.12B-.20B^2 & .34B-.14B^2 & 1-.33B-.37B^2 \\ (.11) & (.12) & (.17) & (.16) & (.12) & (.13) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C1_t \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln Q_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+.66B & 0 & 0 \\ (.41) & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} AC1_t \\ Ar_t \\ AQ_t \end{bmatrix}; \quad \hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ -.03 & 1 & \\ (.13) & & \\ -.36 & .20 & 1 \\ (.11) & (.12) & \end{bmatrix}$	
$\hat{\sigma}_{AC1} = .49\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .29\% ; \hat{\sigma}_{AQ} = .41\% ;$	

**Tabla 6.2 (cont.):** Modelos trivariantes de  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$

<b>Modelo M3</b>		
$\ln(B/S)_t = \underset{(.0006)}{-.0048} \frac{\text{sen}(\frac{\pi t}{2})}{2} + \underset{(.0002)}{.0023} (-1)^t + \underset{(.005)}{.022} \xi_t^{IIV/99} + \ln(\widetilde{B/S})_t$		
$\ln Q_t = \underset{(.00041)}{.00068} \frac{\text{sen}(\frac{\pi t}{2})}{2} + \underset{(.0024)}{.0061} \xi_t^{IIV/87} + \underset{(.0023)}{.0074} \xi_t^{IIV/92} + \ln \widetilde{Q}_t$		
$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -.18B & 1-.47B & -.38B \\ -.14B-.21B^2 & .25B & (1-.79B)(1+.49B) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} [\nabla \ln(\widetilde{B/S})_t - .00078t] + .43 r_t - .44 [\ln \widetilde{Q}_t - .0084t] + 3.80 \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln \widetilde{Q}_t - .0084 \end{bmatrix}$	<div style="text-align: center;"> <math>\xleftrightarrow{.76}</math>  <math>\xleftrightarrow{.98}</math>  <math>\xleftrightarrow{-1.00}</math>  <math>\xleftrightarrow{-.77}</math> </div>
$= \begin{bmatrix} 1+.47B & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} AC1_t \\ Ar_t \\ AQ_t \end{bmatrix};$	$\hat{P} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ 0 & 1 & \\ -.37 & .17 & 1 \\ (.12) & (.12) & \end{bmatrix}$	
$\hat{\sigma}_{AC1} = .50\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .29\% ; \hat{\sigma}_{AQ} = .41\% ;$		

**Tabla 6.3:** Instrumentos de diagnosis de los modelos trivariantes de  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$ 

MODELO	SERIE RESIDUAL	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_a$ ) [ % ] (%)	Q(k)	Residuos Extremos			
M1	AC1	.00 (.06)	7.0 (7)	I/91 II/92	2.6 -2.1		
	Ar	-.01 (.04)	7.1 (7)	II/86 III/89	-2.0 -2.2	I/91	-3.0
	AQ	-.01 (.06)	2.2 (6)	IV/90	-3.1		
M2	AC1	.01 (.06)	5.5 (5)	I/91	3.0		
	Ar	-.01 (.04)	6.0 (6)	II/86 I/89 III/89	-2.1 2.1 -2.0	II/94 IV/98	2.0 -2.7
	AQ	-.01 (.05)	2.5 (6)	IV/90 IV/93	-2.7 2.4	II/96	2.1
M3	AC1	-.01 (.06)	7.8 (7)	I/91	2.8		
	Ar	-.00 (.04)	7.4 (7)	II/86 I/89	-2.2 2.0	III/89 IV/98	-2.2 -2.7
	AQ	-.01 (.05)	5.1 (6)	IV/90 IV/93	-2.6 2.2	II/96	2.3

**Tabla 6.4:** Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de pares de residuos extremos en los modelos trivariantes de  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$

MODELO	Retardo ccf	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones	
						Parciales	Total
M2	k = 5 (-.25)	Ar	II/88	AC1	III/89	-0.06	-.12
			II/94		III/95	-0.06	
	k = 4 (.17)	AQ	IV/93	Ar	IV/94	.07	.07
M3	k = 5 (-.23)	Ar	I/89	A1	II/90	-0.05	-.11
			III/89		IV/90	-0.06	
	k = -4 (.20)	AC1	IV/89	AQ	IV/90	.08	.08
	k = 3 (-.16)	AQ	I/98	Ar	IV/98	-0.08	-0.08
	k = 4 (.17)	AQ	IV/90	Ar	IV/91	.05	.05

**Tabla 6.5:** Modelos trivariantes de  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$

<b>Modelo M4</b>		
$C2_t \equiv i_t - .76 r_t + .15 \ln(Y/B)_t^* - .47$		
$\begin{bmatrix} (1-.67B)(1-.67)B & 0 & 0 \\ (.10) & (.10) & \\ \\ 0 & 1-.53B & 0 \\ & (.11) & \\ \\ 0 & 0 & 1-.64B \\ & & (.09) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} C2_t \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln(Y/B)_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} AC2_t \\ Ar_t \\ AY/B_t \end{bmatrix};$	$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ -.08 & 1 & \\ (.14) & & \\ .34 & .23 & 1 \\ (.12) & (.11) & \end{bmatrix}$
$\hat{\sigma}_{AC2} = .37\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .33\% ; \hat{\sigma}_{AY/B} = .64\%$		
<b>Modelo M5</b>		
$C2_t \equiv i_t - .76 r_t + .15 \ln(Y/B)_t^* - .47$		
$\begin{bmatrix} \overset{\leftarrow -.88 \rightarrow}{1-1.29B+.48B^2} & .48B-.19B^2 & .09B-.05B^2 \\ (.11) & (.11) & (.12) & (.14) & (.07) & (.06) \\ \\ \underset{\leftarrow -.90 \rightarrow}{-.24B+.26B^2} & 1-.68B-.06B^2 & -.04B+.12B^2 \\ (.12) & (.12) & (.11) & (.14) & (.07) & (.07) \\ \\ \underset{\leftarrow -.91 \rightarrow}{.12B+.05B^2} & -.06B-.19B^2 & 1-.51B-.01B^2 \\ (.22) & (.21) & (.22) & (.26) & (.13) & (.11) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} C2_t \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln(Y/B)_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} AC2_t \\ Ar_t \\ AY/B_t \end{bmatrix}$	$\hat{\mathbf{P}} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ .08 & 1 & \\ (.13) & & \\ .36 & .27 & 1 \\ (.10) & (.12) & \end{bmatrix}$
$f\hat{a} = .69(.08), p\hat{e}r = 16.8(6.5)$		
$\hat{\sigma}_{AC2} = .31\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .31\% ; \hat{\sigma}_{AY/B} = .62\%$		

**Tabla 6.5 (cont.):** Modelos trivariantes de  $i$ ,  $\ln(Y/B)$  y  $r$

<b>Modelo M6</b>		
$\ln(Y/B)_t = - \frac{.0020 \cos(\frac{\pi t}{2})}{(.0007)} + \frac{.0027 \operatorname{sen}(\frac{\pi t}{2})}{(.0007)} - \frac{.0012 (-1)^t}{(.0003)} - \frac{.028 \xi_t^{I, IV/99}}{(.006)} + \ln(\widetilde{Y/B})_t$		
$\begin{bmatrix} \overbrace{1 - 1.21B + .42B^2}^{-.80} & .42B & 0 \\ (.10) & (.10) & \\ f\hat{a} = .65(.08), p\hat{e}r = 17.1(9.9) \\ \underbrace{- .26B + .28B^2}_{-.80} & 1 - .69B & .09B^2 \\ (.10) & (.11) & (.05) \\ 0 & 0 & 1 - .62B \\ & & (.09) \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} \overbrace{i_t - .70 r_t + .15 [\ln(\widetilde{Y/B})_t + .0055t] - .50}^{-1.00} \\ (.16) & (.06) & (.0011) & (.18) \\ \nabla r_t \\ \nabla \ln(\widetilde{Y/B})_t + .0055t \\ (.0011) \end{bmatrix}$	$= \begin{bmatrix} AC2_t \\ Ar_t \\ AY/B_t \end{bmatrix}$
$\hat{P} = \begin{bmatrix} 1 & & \\ 0 & 1 & \\ .46 & .26 & 1 \\ (.13) & (.13) & \end{bmatrix}$		
$\hat{\sigma}_{AC2} = .32\% ; \hat{\sigma}_{Ar} = .31\% ; \hat{\sigma}_{AY/B} = .65\% ;$		

**Tabla 6.6:** Instrumentos de diagnosis de los modelos trivariantes de  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ 

MODELO	SERIE RESIDUAL	$\bar{a}$ ( $\hat{\sigma}_a$ ) [ % ] (%)	Q(k)	Residuos Extremos			
M4	AC2	-0.02 (.05)	3.7 (6)	II/87 I/90 I/95	2.1 2.0 -2.2	II/95 II/96	-2.0 2.2
	Ar	-0.02 (.04)	6.9 (7)	II/86 I/89	-2.1 2.0	III/89 I/91	-2.1 -3.0
	AY/B	.00 (.08)	4.5 (7)	II/86 II/91	-2.4 2.5	III/95	2.9
M5	AC2	-0.04 (.04)	1.9 (6)	II/87	2.4		
	Ar	.01 (.04)	6.7 (6)	II/88 I/91	2.6 -3.1		
	AY/B	.03 (.08)	6.8 (6)	II/86 IV/90	-2.4 -2.1	II/91 III/95	2.4 2.3
M6	AC2	-0.00 (.04)	2.4 (6)	IV/86 II/87	-2.1 2.1	II/96	2.0
	Ar	.01 (.04)	7.2 (7)	II/88 I/89	2.8 2.2	I/91	-3.2
	AY/B	.05 (.09)	7.3 (7)	II/86 II/91	-2.2 2.5	III/95	2.7

**Tabla 6.7:** Resumen de correlaciones cruzadas destacadas y contribuciones de residuos extremos en los modelos trivariantes de las variables  $i$ ,  $\ln(Y/B)$  y  $r$

MODELO	Retardo ccf	Residuo	Fecha	Residuo	Fecha	Contribuciones	
						Parciales	Total
M5	k = -5 (.20)	AC2	I/90	AY/B	II/91	.08	.14
			II/94		III/95	.06	
	k = 4 (-.25)	AY/B	II/86	AC2	II/87	-.10	-.15
		AY/B	III/95	AC2	III/96	-.05	
M6	k = -5 (.20)	AC2	I/90	AY/B	II/91	.07	.15
			II/94		III/95	.08	
	k = 2 (.19)	Ar	II/86	AY/B	IV/86	.05	.09
			I/91		III/91	.04	
	k = -6 (.20)	Ar	III/89	AY/B	I/91	.04	.09
			I/91		III/92	.05	

---

## APÉNDICE G.6: Instrumentos de Identificación y Diagnósis

---

Este apéndice incluye los gráficos y estadísticos empleados en la especificación inicial de los modelos univariantes que se presentan en el capítulo y los instrumentos de diagnóstico de estos modelos y de los modelos trivariantes estocásticos que se mencionan en el texto.

Para las series de residuos de las regresiones estáticas en (6.1) y (6.2), los instrumentos de identificación univariante que se presentan son los gráficos tipificados de datos y los gráficos de *acf/pacf*. Al pie de los gráficos de datos aparece la media muestral,  $\bar{w}$ , con su desviación típica ( $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$ ) entre paréntesis, y la desviación típica muestral,  $\hat{\sigma}_w$ , donde  $w$  representa, en cada caso, la serie que se indica en la cabecera del gráfico. Debajo de la *acf* de cada serie se presenta el estadístico Q de Ljung y Box (1978) con el número de grados de libertad entre paréntesis.

Para cada modelo univariante se presentan los siguientes instrumentos de diagnóstico: (1) gráfico temporal de residuos tipificado, (2) gráficos de *acf/pacf* residuales, (3) media muestral de los residuos con su desviación típica estimada entre paréntesis y desviación típica residual, al pie del gráfico temporal de residuos y (4) estadístico Q de Ljung y Box (1978), con el número de grados de libertad entre paréntesis, que aparece debajo del gráfico de *acf*.

Para los modelos trivariantes se presentan los gráficos temporales tipificados de las tres series de residuos, con los estadísticos elementales al pie de estos gráficos (media muestral de los residuos, con su desviación típica estimada entre paréntesis, y desviación típica residual). Cada gráfico de residuos tipificado va acompañado por los gráficos de *acf/pacf*. Debajo de la *acf* se presenta el estadístico Q de Ljung y Box (1978), con el número de grados de libertad entre paréntesis.

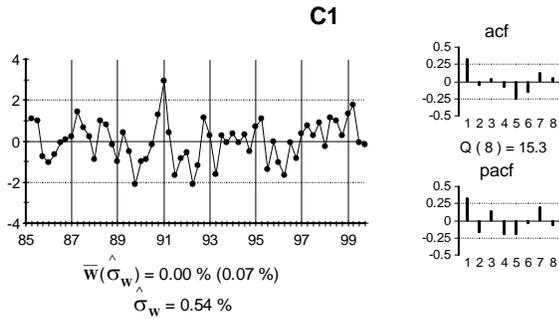
También se presentan, para cada modelo trivariante, los gráficos de las tres *ccf*

bidireccionales entre series de residuos. En la parte superior de cada gráfico se señalan las series residuales que se relacionan. Así, por ejemplo, Ar – AQ indica que en la parte derecha del gráfico ( $k > 0$ ) se muestra la *ccf* de Ar adelantando a AQ, mientras que en la parte izquierda ( $k < 0$ ) se recoge la *ccf* de AQ adelantando a Ar. Debajo de cada gráfico de *ccf* se presenta el estadístico multivariante portmanteau de Hoskings (1980), P, calculado con ocho retardos de la *ccf* por cada lado, con el número de grados de libertad entre paréntesis.

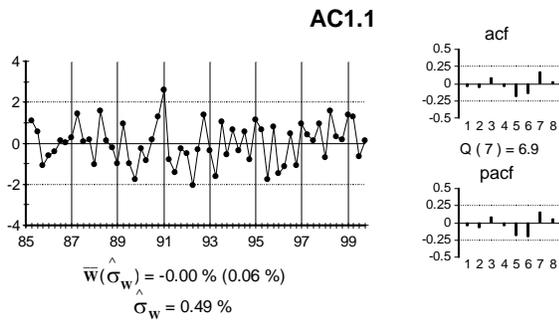
Las series residuales de los modelos univariantes se denotan con la letra A seguida del nombre del modelo. Las series residuales de los modelos trivariantes se denotan con la letra A seguida del nombre de la variable a la que corresponden los residuos. En los modelos M3 y M6, la serie residual de la variable de cointegración se denomina AC1 y AC2 respectivamente, entendiéndose que C1 y C2 son las variables de cointegración.

Residuos de la regresión estimada de  $\nabla \ln(B/S)^*$  sobre  $r$ ,  $\ln Q^*$  y una constante,

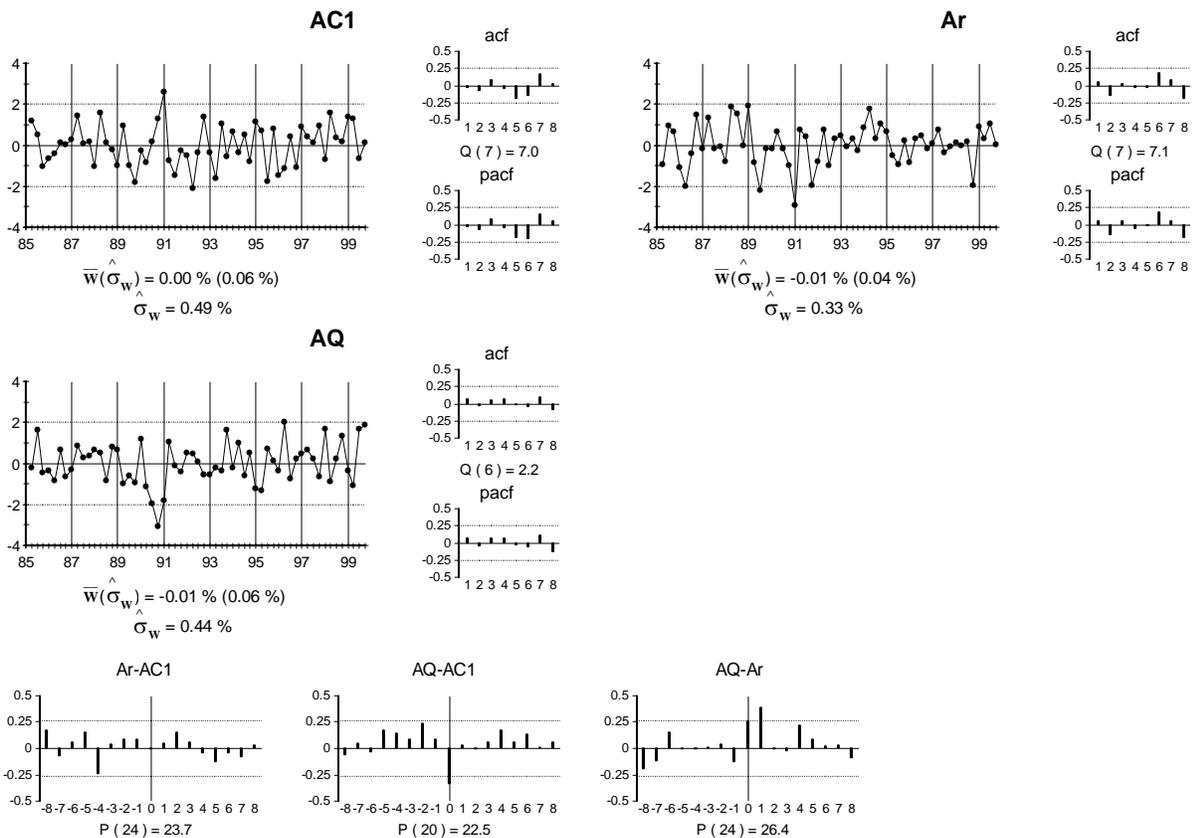
$$C1_t \equiv \nabla \ln(B/S)_t^* + .47 r_t - .39 \ln Q_t^* + 3.39$$



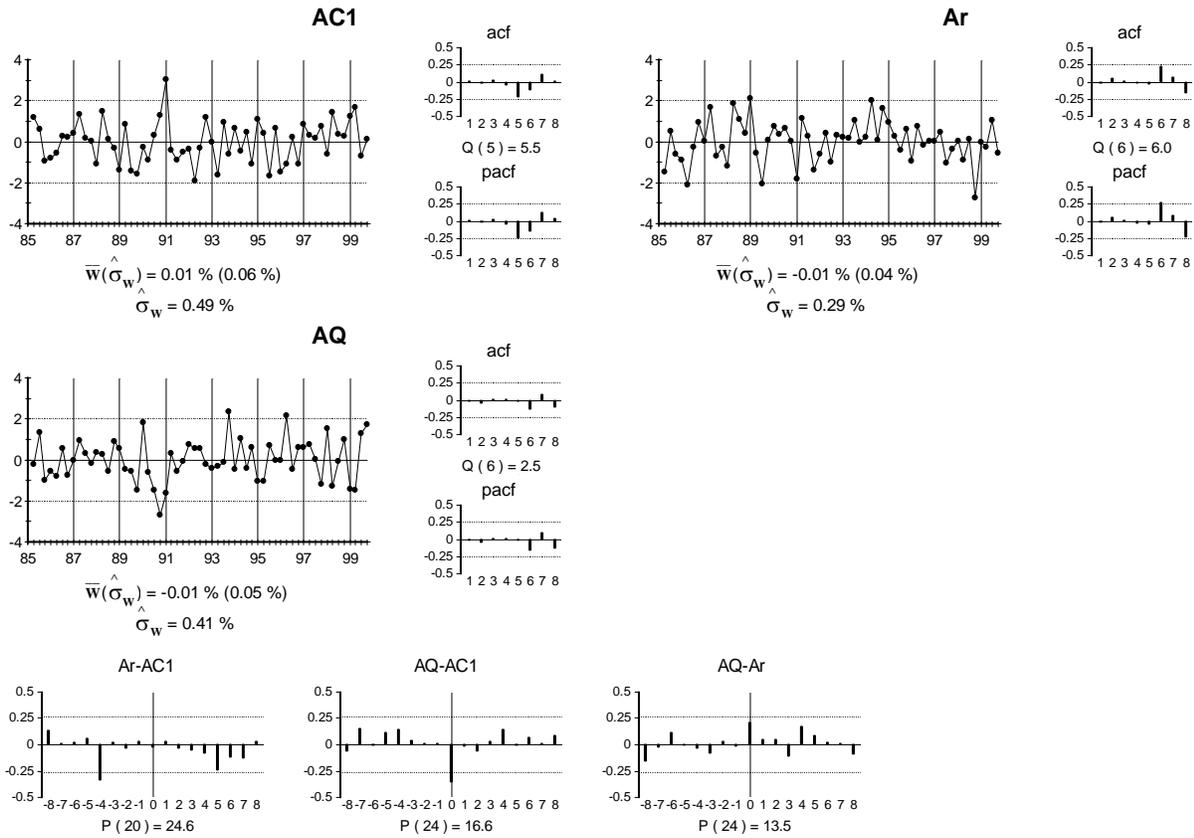
Residuos del modelo univariante de la serie C1, C1.1



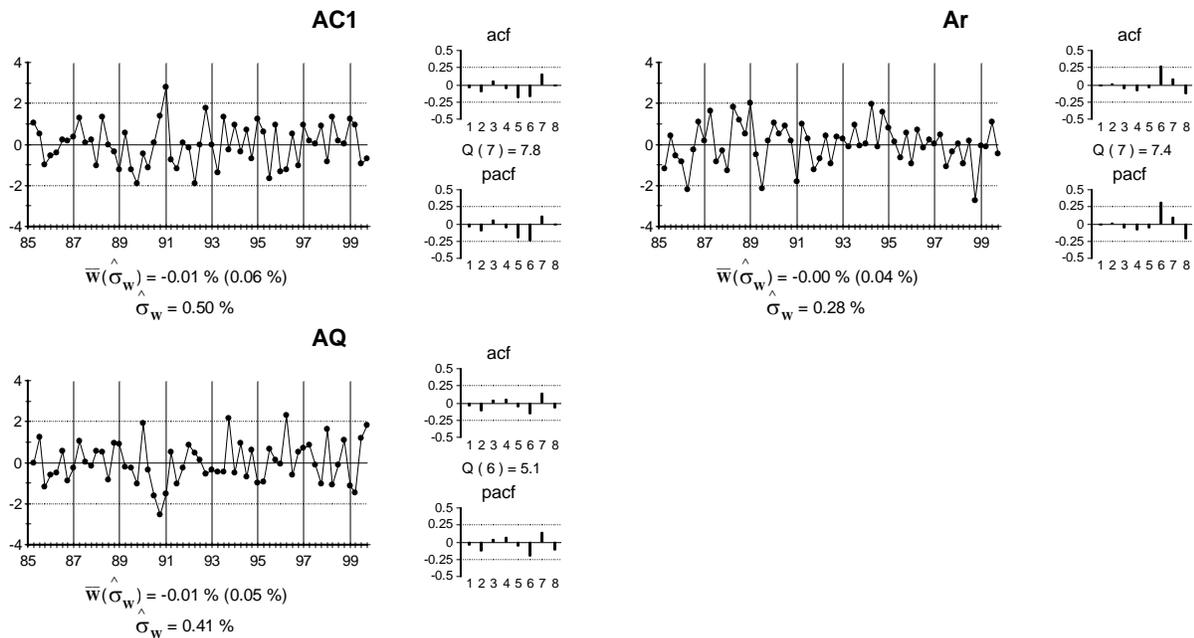
Instrumentos de diagnóstico del modelo M1

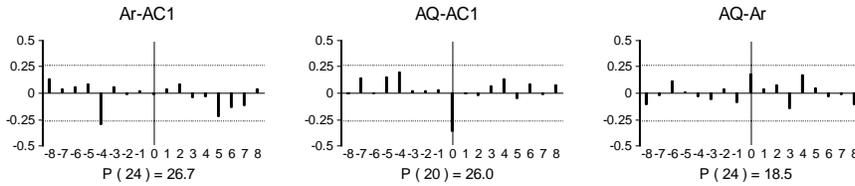


Instrumentos de diagnóstico del modelo M2



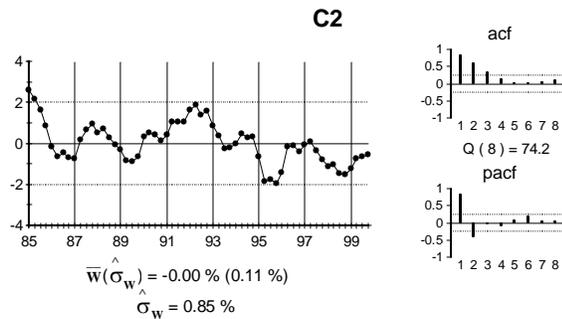
Instrumentos de diagnóstico del modelo M3



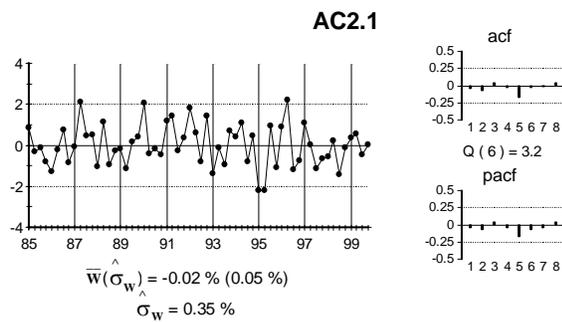


Residuos de la regresión estimada de  $i$  sobre  $r$ ,  $\ln(Y/B)^*$  y una constante,

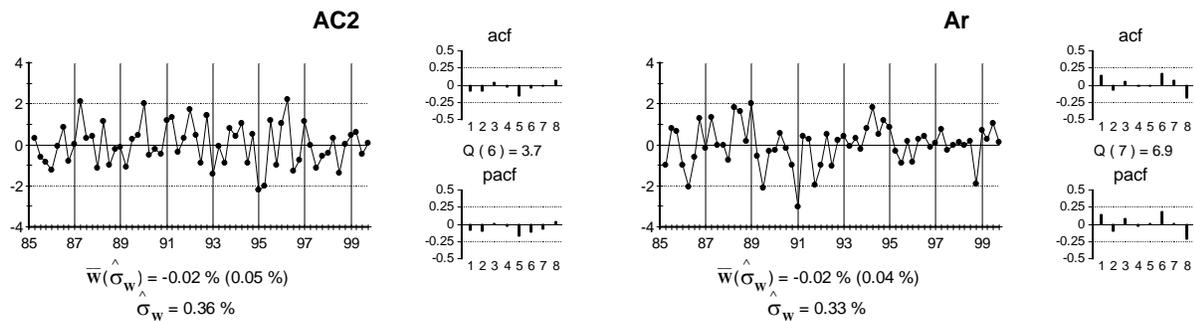
$$C2_t \equiv i_t - .76 r_t + .15 \ln(Y/B)_t^* - .47$$

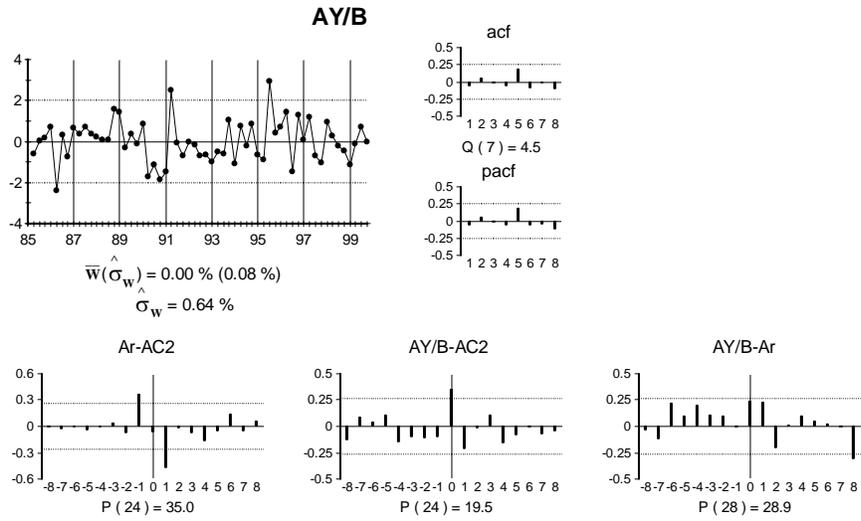


Residuos del modelo univariante de la serie C2, C2.1

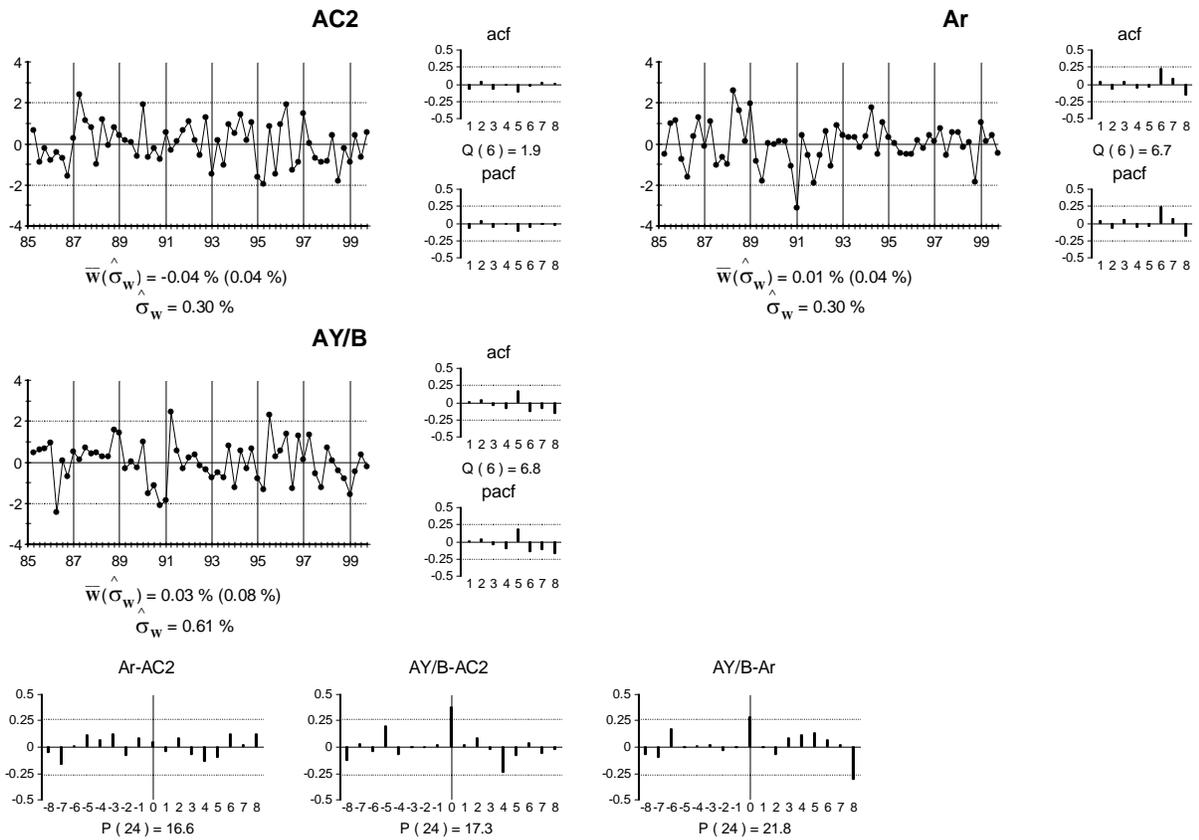


Instrumentos de diagnóstico del modelo M4

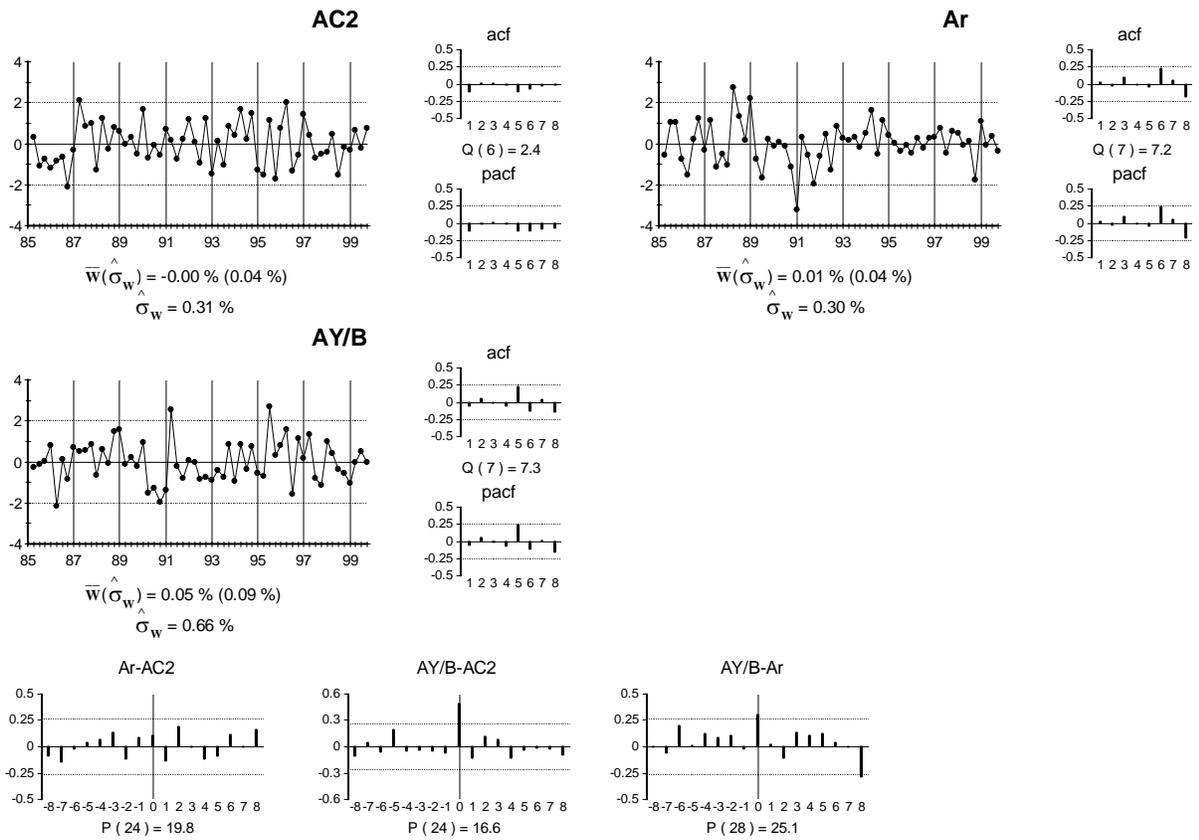




Instrumentos de diagnóstico del modelo M5



Instrumentos de diagnóstico del modelo M6



---

## CAPÍTULO 7: Resumen de Contribuciones y Líneas de Investigación Futura

---

En este capítulo se presenta un resumen de las contribuciones más importantes de esta tesis y algunas investigaciones futuras relevantes abiertas a partir de este estudio. En las Secciones 7.1 y 7.2 se exponen, respectivamente, las conclusiones de los análisis univariantes y multivariantes presentados en esta tesis. En la Sección 7.3 se comentan las investigaciones futuras más destacables.

### 7.1 Conclusiones de los Análisis Univariantes

En esta tesis se presentan los análisis univariantes de series temporales de un amplio conjunto de variables macroeconómicas de EE.UU. Muchas de estas variables se analizan por primera vez en esta investigación.

Por un lado, los Capítulos 3-5 ofrecen análisis univariantes de series temporales de diversas variables absolutas en distintas muestras: (1) series anuales de las variables absolutas reales  $Q$ ,  $r$  e  $i$ , y de las variables absolutas nominales  $Y$ ,  $P$ ,  $PC$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$  en la muestra 59-99, (2) series trimestrales de estas mismas variables, excepto  $PC$ , en la muestra I/85-IV/99 y (3) series trimestrales de  $P$  y  $PC$  en la muestra I/59-IV/99 y en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP.

Además, en el Capítulo 3 se presentan los análisis univariantes del ratio  $P/PC$  en la muestra anual 59-99, en la muestra trimestral I/59-IV/99 y en las submuestras trimestrales pre-NOP, NOP y post-NOP.

También se analizan los ratios de variables nominales  $Y/M2$ ,  $Y/B$ ,  $Y/S$ ,  $M2/P$ ,  $B/P$ ,  $S/P$ ,  $M2/B$ ,  $M2/S$  y  $B/S$  en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99.

Estos nueve ratios, la variable  $Q(\equiv Y/P)$  y las variables nominales  $Y$ ,  $P$ ,  $M2$ ,  $B$  y  $S$ , todas

en logaritmo, forman un sistema de 15 variables ligadas por diez identidades lineales. Estas identidades imponen un conjunto de condiciones de compatibilidad entre las variables que, teóricamente, tienen que cumplirse. En esta tesis (Capítulos 4 y 5) únicamente se presentan los análisis univariantes de algunos ratios. Los demás se analizan para asegurar que sus resultados son compatibles con los de las demás variables del sistema, pero sólo se presentan las conclusiones de sus análisis.

En las Subsecciones 7.1.1 y 7.1.2 se exponen, respectivamente, las conclusiones más relevantes obtenidas de los análisis univariantes de las variables absolutas y de los ratios de variables nominales en las distintas muestras analizadas.

### 7.1.1 Variables Absolutas

La conclusión principal es que, en las distintas muestras analizadas, las variables absolutas reales ( $\ln Q$ ,  $r$  e  $i$ ) siguen procesos I(1), mientras que las variables absolutas nominales ( $\ln Y$ ,  $\ln P$ ,  $\ln PC$ ,  $\ln M2$ ,  $\ln B$  y  $\ln S$ ) siguen procesos I(2). Estos resultados de integración difieren de los que los autores en la literatura macroeconómica frecuentemente suponen o parecen encontrar en los datos. Véase la Sección 1.3.

El resultado de que  $\ln P$  y  $\ln PC$  siguen procesos I(2) en las distintas muestras analizadas implica que, en estas muestras, las medidas de inflación  $p$  ( $\equiv \nabla \ln P$ ) y  $pc$  ( $\equiv \nabla \ln PC$ ) siguen procesos I(1). Estos resultados indican que la Fed no controla la inflación, si se define que el control de la inflación a través de la política monetaria implica que la tasa de inflación medida sigue un proceso I(0) alrededor de un valor objetivo establecido por la Fed.

Es muy destacable que se detecta un cambio en la varianza de las innovaciones de  $\ln PC$  ( ó  $pc$  ) dentro de la muestra I/85-IV/99, en I/91. Esto supone un cambio no lineal en

la unidad de medida del índice  $PC$ , lo que implica que los datos de  $PC$  ( $pc$ ) anteriores a I/91 no son comparables con los datos de  $PC$  ( $pc$ ) posteriores a esta fecha. Esta es la razón principal por la que, en los Capítulos 4-6 de esta investigación, se emplea  $p$  como medida de la tasa de inflación en lugar de  $pc$ . Parece poco probable que la economía de EE.UU. haya cambiado así en I/91 y más probable que el aparato estadístico oficial se haya modificado, pero no se sabe qué ha causado este cambio en  $PC$ .

Otra conclusión relevante, obtenida de los análisis univariantes, es que no se presentan componentes deterministas de tendencia en las variables absolutas, ni en la muestra anual 59-99, ni en la muestra trimestral I/85-IV/99, con tres excepciones: (1) la variable  $\ln Q$  presenta un componente de tendencia determinista lineal en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99, (2) la variable  $\ln B$  presenta un componente de tendencia determinista cuadrática en la muestra anual 59-99 y (3) la variable  $\ln S$  presenta un componente de tendencia determinista cuadrática en la muestra trimestral I/85-IV/99. Los modelos de  $\ln B$  en la muestra anual y de  $\ln S$  en la muestra trimestral, con un componente de tendencia determinista cuadrática, son modelos estadísticamente adecuados que se emplean en los análisis de relación. Pero, desde luego, estos modelos no deben utilizarse para operaciones de previsión.

La conclusión principal obtenida de los análisis MEG es que todas las variables con estacionalidad presentan estacionalidad determinista en ambas de las frecuencias uno y dos.

Resulta llamativo que se detecta estacionalidad determinista en la serie trimestral I/59-IV/99 de  $\ln P$  y en las series trimestrales I/85-IV/99 de  $\ln P$ ,  $\ln Q$  y  $\ln Y$ , a pesar de que los datos de  $Q$  e  $Y$  están oficialmente desestacionalizados. Esto sugiere que los datos de  $Q$  e  $Y$  publicados por el *U.S. Department of Commerce* no están desestacionalizados de forma

apropiada.

### 7.1.2 Variables Ratio

Los análisis univariantes de los ratios (en logaritmo) de variables nominales permiten detectar fácilmente relaciones bivariantes  $CI(2,1)$ , con sentido económico, entre las variables nominales (en logaritmo).

El análisis univariante de la serie anual de  $\ln(P/PC)$  en la muestra 59-99 no permite discriminar empíricamente si  $p-pc$  ( $\equiv \nabla \ln(P/PC)$ ) sigue un proceso  $I(0)$  ó  $I(1)$  (Subsección 3.1.3). Pero los análisis con datos trimestrales indican que  $p-pc \sim I(0)$  en la muestra I/59-IV/99 y en las submuestras pre-NOP, NOP y post-NOP, aunque el resultado en la submuestra pre-NOP depende del tratamiento de unos pocos valores anómalos influyentes (Subsección 3.3.4). La media de  $p-pc$  es claramente negativa en la muestra global y en la submuestra post-NOP. Esto significa que, en estas muestras, la inflación de precios de consumo es significativamente mayor que la inflación de precios de los bienes y servicios incluidos en el PIB. La estacionariedad de  $p-pc$  implica que hay una sola tasa de inflación, en el sentido de que hay un solo FNE en  $p$  y  $pc$ .

Los análisis univariantes de los demás ratios, en la muestra anual 59-99 y en la muestra trimestral I/85-IV/99, revelan que los ratios que no incluyen  $S$  siguen procesos  $I(1)$  y los que incluyen  $S$  siguen procesos  $I(2)$ . Esto quiere decir que  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  operan en relaciones bivariantes  $CI(1,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$ , pero no  $\nabla \ln S$ , o equivalentemente, que en las tasas  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  hay un solo FNE que, además, no está presente en  $\nabla \ln S$ .

## 7.2 Conclusiones de los Análisis Multivariantes

En el Capítulo 6 se investigan, usando los datos trimestrales I/85-IV/99 y métodos de

análisis multivariante, dos relaciones adicionales de cointegración  $CI(1,1)$ , ambas con coeficientes de cointegración que deben estimarse con los datos.

En primer lugar, el resultado de que de las tasas  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  operan en relaciones bivariantes  $CI(1,1)$  con vector de cointegración  $(1,-1)$ , mientras que  $\nabla \ln S$  no opera en este tipo de relaciones, sugiere analizar el diferencial entre  $\nabla \ln S$  y alguna de las otras cuatro tasas. Se elige  $\nabla \ln(B/S) \sim I(1)$  y se estudia si esta variable opera en una relación  $CI(1,1)$  con una o más de las otras variables  $I(1)$  incluidas en esta investigación.

En segundo lugar, se parte del resultado obtenido por Martín y Treadway (1997) y Martín (1998) de que en el conjunto de tipos de interés de EE.UU. hay dos y solamente dos FNE, uno de los cuales se identifica con política monetaria ( $r$ ). Este resultado es consistente con el resultado  $i, r \sim JI(1)$  obtenido aquí. En el Capítulo 6 se busca el segundo FNE de los tipos de interés, investigando una posible relación  $CI(1,1)$  entre  $i$ ,  $r$  y otras variables  $I(1)$ .

Los análisis de relación que se presentan en el Capítulo 6 revelan que: (1) las variables  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  operan en una relación trivariante  $CI(1,1)$  y (2) las variables  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$  operan en una relación trivariante  $CI(1,1)$ . El resultado (2) implica que el segundo FNE en los tipos de interés de EE.UU. es la velocidad de circulación de la base monetaria (en logaritmo).

Los signos de los coeficientes de cointegración estimados para la primera relación de cointegración indican que, en el equilibrio estadístico a largo plazo, las variables  $\nabla \ln(B/S)$  y  $r$  están relacionadas negativamente, las variables  $\nabla \ln(B/S)$  y  $\ln Q$  están relacionadas positivamente, y  $r$  y  $\ln Q$  están relacionadas positivamente.

Los signos de los coeficientes de cointegración estimados en el segundo caso indican que, en el equilibrio estadístico a largo plazo, las variables  $i$  y  $r$  están relacionadas

positivamente, las variables  $i$  y  $\ln(Y/B)$  están relacionadas negativamente, y las variables  $\ln(Y/B)$  y  $r$  están relacionadas positivamente.

Estos dos resultados de cointegración trivariante  $CI(1,1)$  que, hasta donde conozco, se presentan por primera vez, constituyen una contribución importante de esta investigación: el descubrimiento de dos relaciones nuevas de equilibrio estadístico a largo plazo en la macroeconomía de EE.UU. A continuación se sugiere una interpretación económica posible para la primera relación de cointegración y dos interpretaciones posibles para la segunda relación. Se trata de interpretaciones provisionales, puesto que en esta tesis no se construye un modelo multivariante estocástico con hipótesis de identificación, para poder comprender de forma bien fundamentada el sentido económico de estas dos relaciones empíricas de equilibrio a largo plazo.

La primera relación de cointegración se podría interpretar como la ecuación de determinación a largo plazo de  $\nabla \ln B$ . Esto permitiría, usando el resultado obtenido  $\nabla \ln(B/P) \sim I(0)$ , sugerir una ecuación de determinación a largo plazo de la tasa de inflación,  $p$ . Esta interpretación resulta especialmente interesante, porque permite ofrecer una confirmación empírica de la idea, comúnmente aceptada por los economistas, de que  $r$  influye negativamente en la tasa de inflación a largo plazo. Además, con esta interpretación los signos de las relaciones entre las variables son económicamente comprensibles. En primer lugar,  $\nabla \ln S$  mide el ratio del flujo del déficit público sobre el stock de deuda pública, por lo que parece económicamente plausible que  $p$  aumente a largo plazo cuando  $\nabla \ln S$  aumenta. Por otro lado, es muy común entre los economistas pensar que  $r$  influye negativamente en  $p$  a largo plazo. Por último, el que  $p$  y  $\ln Q$  estén positivamente relacionados a largo plazo indica que existe un “trade-off” a largo plazo entre  $p$  y  $\ln Q$ ,

dados los valores de  $\nabla \ln S$  y  $r$ , generados por políticas económicas.

La relación de cointegración CI(1,1) entre  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$  se podría interpretar como una ecuación de determinación a largo plazo de  $i$ . Esta interpretación permitiría pensar en términos de la variable  $i - \alpha_r r$ , donde  $\alpha_r$  representa el coeficiente de cointegración (positivo) de  $r$ , que podría entenderse como  $i$  menos una prima de liquidez dependiente de  $r$ . A largo plazo  $i - \alpha_r r$  está relacionado negativamente con  $\ln(Y/B)$  y, dado que  $\ln(Y/B) \equiv \ln Q - \ln(B/P)$ , esto significa que  $i - \alpha_r r$  está relacionado negativamente con  $\ln Q$  y positivamente con  $\ln(B/P)$ . Se podría pensar en  $i - \alpha_r r$  como un indicador del producto marginal del capital físico, que se reduce cuando aumenta  $\ln Q$ , por la presencia de rendimientos marginales decrecientes del capital fijo. Se comprendería que los saldos reales en términos de la base monetaria,  $\ln(B/P)$ , influyeran positivamente a largo plazo en  $i - \alpha_r r$ , si se entiende que  $\ln(B/P)$  es un factor productivo real, complementario del capital físico.

Por otro lado, teniendo en cuenta que  $\ln(Y/B) \equiv \ln Q - \ln(B/P)$ , esta segunda relación de cointegración también podría interpretarse como una función de demanda a largo plazo de los saldos reales monetarios de la base monetaria,  $\ln(B/P)$ , con elasticidad unitaria de  $Q$ , un efecto negativo de  $r$  y un efecto positivo de  $i$ . Parece sensato pensar que un aumento del producto agregado real,  $Q$ , tenga un efecto positivo a largo plazo en la cantidad demandada de saldos reales monetarios. También parece lógico que un aumento de  $r$ , que se puede interpretar como medida de un coste de oportunidad de la tenencia de saldos reales monetarios, tenga un efecto negativo a largo plazo en la cantidad demandada de los mismos. Que el efecto de  $i$  sea positivo sugiere que saldos reales monetarios y deuda real con plazos de vencimiento largos, son complementarios en la cartera agregada del sector privado.

### 7.3 Líneas de Investigación Futuras

Los análisis empíricos realizados en esta investigación han generado un amplio conjunto de resultados. Quizá la contribución más destacable de esta tesis es el gran número de relaciones de cointegración que se detectan. En los casos de las relaciones de cointegración bivariantes que se presentan en los Capítulos 3-5, que son todas las detectadas menos dos relaciones trivariantes  $CI(1,1)$  que se presentan en el Capítulo 6, ni siquiera resulta necesario estimar los coeficientes de cointegración.

Sin embargo, es preciso observar que los análisis empíricos que se ofrecen en esta tesis son incompletos en dos sentidos relevantes y relacionados. Por un lado, no se realizan análisis que ayuden a comprender cómo se transmiten los componentes de tendencia estocástica de unas variables del sistema a las otras. Por otro lado, aquí no se construyen modelos multivariantes estocásticos con hipótesis (no contrastables) de identificación exacta, lo que completaría el conocimiento del sistema con las relaciones dinámicas (a corto plazo) y permitiría interpretar, de forma mejor fundamentada, el sentido económico de todas las relaciones detectadas. Estas limitaciones sugieren posibilidades de investigación futura relevantes, que se comentan a continuación. Las investigaciones futuras que se proponen requieren emplear hipótesis (no contrastables) de identificación exacta, que no se utilizan en esta tesis.

Los análisis que se presentan en esta tesis revelan que las tasas  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  contienen un solo FNE. Una extensión relevante de este resultado consiste en elaborar, para cada par de tasas (o para un subconjunto de pares definido en el proceso de análisis), modelos bivariantes que permitan evaluar si las dos tasas presentan un componente de tendencia estocástica como consecuencia de la influencia de variables que no están en el sistema bivalente, o si una de las tasas presenta un componente de tendencia estocástica

debido a su dependencia respecto de la otra tasa. En conjunto, la elaboración de los modelos bivariantes para cada par de tasas (o un subconjunto apropiado de modelos bivariantes), ayudaría a descubrir si el único FNE que está presente en las variables  $\nabla \ln Y$ ,  $\nabla \ln P$ ,  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  puede identificarse con una sola de ellas que, a través de su influencia sobre las demás, determina que las otras tres variables presenten el mismo FNE. Además de los modelos bivariantes, sería conveniente elaborar un modelo trivariante para  $\nabla \ln M2$  y  $\nabla \ln B$  y una de las dos tasas  $\nabla \ln Y$  ó  $\nabla \ln P$  (la otra estaría resuelta por una identidad contable si  $\ln Q$  está en el sistema).

Otra extensión relevante de esta investigación consiste en integrar las variables  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$ ,  $\ln Q$ ,  $i$ ,  $\ln(Y/B)$  y  $\nabla \ln S$ , todas  $I(1)$ , en un modelo multivariante estocástico en la forma propuesta por Phillips (1991), que incorpore las dos relaciones trivariantes  $CI(1,1)$  detectadas entre  $\nabla \ln(B/S)$ ,  $r$  y  $\ln Q$  y entre  $i$ ,  $r$  y  $\ln(Y/B)$ . Se propone añadir la variable  $\nabla \ln S$ , porque  $\ln S$  es la única variable nominal que no opera en relaciones bivariantes  $CI(2,1)$  con coeficientes  $(1,-1)$  con las otras variables nominales y porque  $\nabla \ln S$  tiene un significado de política económica importante. La elaboración de este modelo permitirá obtener mejores estimaciones de los coeficientes de cointegración que las obtenidas a partir de los modelos trivariantes (Capítulo 6). Por otro lado, la construcción de un modelo para las seis variables que incorpore hipótesis (no contrastables) de identificación exacta ayudaría a interpretar, en términos de comportamiento económico, todas las relaciones encontradas, incluyendo las dos relaciones trivariantes  $CI(1,1)$  detectadas, y a establecer cómo se transmiten los componentes de tendencia estocástica de unas variables a otras.

Por otro lado, aunque las dos relaciones trivariantes  $CI(1,1)$  presentadas en el Capítulo 6 incluyen  $r$ , no parece razonable interpretar ninguna de estas relaciones como una

ecuación de determinación a largo plazo de  $r$ , esto es, como una función de comportamiento de la Fed (véase la Sección 6.3). El conjunto de variables que se estudian en el Capítulo 6 incluye  $\ln Q$  e indirectamente  $p$ , dado que está  $\nabla \ln B$ , pero no se detecta una relación trivariante CI(1,1) entre  $r$ ,  $\ln Q$  y  $\nabla \ln B$ . Esto quiere decir que  $\ln Q$  y  $p$  no son suficientes para explicar el componente de tendencia estocástica que presenta  $r$ .

Para intentar comprender mejor la política monetaria de la Fed, parece necesario incorporar nuevas variables al sistema. Los candidatos inmediatos parecen variables de demografía económica (variables de empleo, desempleo y actividad). En consecuencia, otra extensión relevante de esta investigación consiste en incorporar variables de demografía económica al sistema, para intentar encontrar un modelo en el que la tendencia estocástica de  $r$  esté determinada por la tendencia estocástica de otras variables, es decir, un modelo que describa el comportamiento de la Fed.

---

## APÉNDICE A: Datos Estadísticos

---

Las Secciones A.1, A.2 y A.3 de este apéndice presentan, respectivamente, las tablas con las series mensuales, trimestrales y anuales incluidas en esta investigación, en el mismo orden en que las series aparecen en esta tesis. En este apéndice también se informa sobre las fuentes y definiciones de estas series. Los mismos mnemotécnicos definidos en la Sección A.1 para las series mensuales también se emplean en las Secciones A.2 y A.3 para las series trimestrales y anuales.

### A.1 Series mensuales

Las series mensuales que se incluyen en esta investigación se presentan en las Tablas A.1.1-A.1.12.

Las series mensuales que se enumeran a continuación fueron recogidas en la base de datos FRED (*Federal Reserve Economic Data*) el día 2/5/2000, en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> : (1) *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items* (Índice General de Precios al Consumo, *PC*), (2) *Federal Funds Rate* o tipo de interés del mercado interbancario a plazo de un día ( $R^0$ ), (3) *Ten-Years Treasury Constant Maturity Rate* (Tipo de Rendimiento Interno de los Bonos del Tesoro a 10 años,  $R^{10}$ ), (4) *M2 Money Stock* (Agregado Monetario M2, *M2*), (5) *Board of Governors' Adjusted Monetary Base* (Base Monetaria Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja, *B*) y (6) *Board of Governors Monetary Base, Not Adjusted for Changes in Reserve Requirements* (Base Monetaria No Ajustada por Cambios en el Coeficiente Legal de Caja, *BN*). Actualmente las series anteriores se pueden encontrar en la base FRED® II, en la dirección de Internet <http://research.stlouisfed.org/fred2/>.

Las fuentes originales de las series enumeradas arriba se indican al pie de la tabla correspondiente.

La fuente original de la serie *M2*, *Board of Governors of the Federal Reserve System*, especifica los componentes del agregado monetario *M2*. El agregado *M2* incluye: *currency* (efectivo), *traveler's checks* (cheques de viaje), *demand deposits* (depósitos a la vista), *other checkable deposits* (otros depósitos con talonario), *retail money market mutual funds* (inversiones pequeñas en fondos de inversiones), *saving deposits* (depósitos de ahorro) y *small time deposits* (depósitos con plazos de vencimiento cortos).

Las series mensuales *r* e *i* (Tablas A.1.3 y A.1.5 respectivamente) corresponden a la transformación  $(1+(R/100))$ , donde *R* es  $R^0$  en el caso de *r* y  $R^{10}$  en el caso de *i*.

## A.2 Series trimestrales

Las series trimestrales que se incluyen en esta investigación se presentan en las Tablas A.2.1-A.2.9.

En las Tablas A.2.1 y A.2.2 se presentan, respectivamente, las series trimestrales *Gross Domestic Product (Y)* y *Real Gross Domestic Product (Q)*, que se refieren al PIB nominal y al PIB real con año base 1996. La fuente de ambas series es el *Bureau of Economic Analysis* del *U.S. Department of Commerce* y fueron descargadas de la Sección *National Accounts Data* de su página web (<http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>) el día 21/7/2000.

La serie trimestral del Deflactor Implícito del PIB (*P*) se calcula como el ratio  $Y/Q$ . Esta serie se presenta en la Tabla A.2.3.

Las series trimestrales *PC*, *M2*, *B* y *S* (Tablas A.2.4, A.2.7, A.2.8 y A.2.9 respectivamente) se obtienen como las medias geométricas simples de las series mensuales

correspondientes.

Las series trimestrales  $r$  e  $i$  (Tablas A.2.5 y A.2.6 respectivamente) se construyen agregando las series mensuales correspondientes con medias aritméticas simples.

### A.3 Series anuales

Las series anuales que se incluyen en esta investigación se presentan en las Tablas A.3.1-A.3.5.

En la Tabla A.3.1 se presentan las series anuales *Nominal Gross National Product* ( $YN$ ), *Real Gross National Product* ( $QN$ ) y *Gross National Product Deflator* ( $PN$ ), analizadas por Nelson y Plosser (1982). Estos datos han sido facilitados por C. R. Nelson a través de correo electrónico.

En la Tabla A.3.2 se presentan las series anuales *Gross Domestic Product* ( $Y$ ), *Real Gross Domestic Product* ( $Q$ ) y Deflactor Implícito del PIB ( $P$ ). Las dos primeras series se refieren, respectivamente, al PIB nominal y al PIB real con año base 1996, proceden del *Bureau of Economic Analysis* del *U.S. Department of Commerce* y fueron descargadas de la Sección *National Accounts Data* de su página web (<http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>) el día 21/6/2000. La serie  $P$  se calcula como el ratio  $Y/Q$ .

Las serie anual  $PC$  (Tabla A.3.3) se obtiene como la media geométrica simple de la serie mensual  $PC$ .

En la Tabla A.3.4 se presentan las series  $r$  e  $i$ . Estas dos series se construyen agregando las series mensuales correspondientes con medias aritméticas simples.

Las series anuales  $M2$ ,  $B$  y  $S$  (Tabla A.3.5) se obtienen como las medias geométricas simples de las series mensuales correspondientes.

**Tabla A.1.1:** *Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items, PC* (1982-84=100; datos no ajustados estacionalmente)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1959	29.0	28.9	28.9	29.0	29.0	29.1	29.2	29.2	29.3	29.4	29.4	29.4
1960	29.3	29.4	29.4	29.5	29.5	29.6	29.6	29.6	29.6	29.8	29.8	29.8
1961	29.8	29.8	29.8	29.8	29.8	29.8	30.0	29.9	30.0	30.0	30.0	30.0
1962	30.0	30.1	30.1	30.2	30.2	30.2	30.3	30.3	30.4	30.4	30.4	30.4
1963	30.4	30.4	30.5	30.5	30.5	30.6	30.7	30.7	30.7	30.8	30.8	30.9
1964	30.9	30.9	30.9	30.9	30.9	31.0	31.1	31.0	31.1	31.1	31.2	31.2
1965	31.2	31.2	31.3	31.4	31.4	31.6	31.6	31.6	31.6	31.7	31.7	31.8
1966	31.8	32.0	32.1	32.3	32.3	32.4	32.5	32.7	32.7	32.9	32.9	32.9
1967	32.9	32.9	33.0	33.1	33.2	33.3	33.4	33.5	33.6	33.7	33.8	33.9
1968	34.1	34.2	34.3	34.4	34.5	34.7	34.9	35.0	35.1	35.3	35.4	35.5
1969	35.6	35.8	36.1	36.3	36.4	36.6	36.8	37.0	37.1	37.3	37.5	37.7
1970	37.8	38.0	38.2	38.5	38.6	38.8	39.0	39.0	39.2	39.4	39.6	39.8
1971	39.8	39.9	40.0	40.1	40.3	40.6	40.7	40.8	40.8	40.9	40.9	41.1
1972	41.1	41.3	41.4	41.5	41.6	41.7	41.9	42.0	42.1	42.3	42.4	42.5
1973	42.6	42.9	43.3	43.6	43.9	44.2	44.3	45.1	45.2	45.6	45.9	46.2
1974	46.6	47.2	47.8	48.0	48.6	49.0	49.4	50.0	50.6	51.1	51.5	51.9
1975	52.1	52.5	52.7	52.9	53.2	53.6	54.2	54.3	54.6	54.9	55.3	55.5
1976	55.6	55.8	55.9	56.1	56.5	56.8	57.1	57.4	57.6	57.9	58.0	58.2
1977	58.5	59.1	59.5	60.0	60.3	60.7	61.0	61.2	61.4	61.6	61.9	62.1
1978	62.5	62.9	63.4	63.9	64.5	65.2	65.7	66.0	66.5	67.1	67.4	67.7
1979	68.3	69.1	69.8	70.6	71.5	72.3	73.1	73.8	74.6	75.2	75.9	76.7
1980	77.8	78.9	80.1	81.0	81.8	82.7	82.7	83.3	84.0	84.8	85.5	86.3
1981	87.0	87.9	88.5	89.1	89.8	90.6	91.6	92.3	93.2	93.4	93.7	94.0
1982	94.3	94.6	94.5	94.9	95.8	97.0	97.5	97.7	97.9	98.2	98.0	97.6
1983	97.8	97.9	97.9	98.6	99.2	99.5	99.9	100.2	100.7	101.0	101.2	101.3
1984	101.9	102.4	102.6	103.1	103.4	103.7	104.1	104.5	105.0	105.3	105.3	105.3
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: base de datos FRED (*Federal Reserve Economic Data*). Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original es el *Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor*.

**Tabla A.1.2:** *Federal Funds Rate,  $R^0$*  (media aritmética de datos diarios; porcentaje)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1959	2.48	2.43	2.80	2.96	2.90	3.39	3.47	3.50	3.76	3.98	4.00	3.99
1960	3.99	3.97	3.84	3.92	3.85	3.32	3.23	2.98	2.60	2.47	2.44	1.98
1961	1.45	2.54	2.02	1.49	1.98	1.73	1.17	2.00	1.88	2.26	2.61	2.33
1962	2.15	2.37	2.85	2.78	2.36	2.68	2.71	2.93	2.90	2.90	2.94	2.93
1963	2.92	3.00	2.98	2.90	3.00	2.99	3.02	3.49	3.48	3.50	3.48	3.38
1964	3.48	3.48	3.43	3.47	3.50	3.50	3.42	3.50	3.45	3.36	3.52	3.85
1965	3.90	3.98	4.04	4.09	4.10	4.04	4.09	4.12	4.01	4.08	4.10	4.32
1966	4.42	4.60	4.65	4.67	4.90	5.17	5.30	5.53	5.40	5.53	5.76	5.40
1967	4.94	5.00	4.53	4.05	3.94	3.98	3.79	3.90	3.99	3.88	4.13	4.51
1968	4.60	4.71	5.05	5.76	6.11	6.07	6.02	6.03	5.78	5.91	5.82	6.02
1969	6.30	6.61	6.79	7.41	8.67	8.90	8.61	9.19	9.15	9.00	8.85	8.97
1970	8.98	8.98	7.76	8.10	7.94	7.60	7.21	6.61	6.29	6.20	5.60	4.90
1971	4.14	3.72	3.71	4.15	4.63	4.91	5.31	5.56	5.55	5.20	4.91	4.14
1972	3.50	3.29	3.83	4.17	4.27	4.46	4.55	4.80	4.87	5.04	5.06	5.33
1973	5.94	6.58	7.09	7.12	7.84	8.49	10.40	10.50	10.78	10.01	10.03	9.95
1974	9.65	8.97	9.35	10.51	11.31	11.93	12.92	12.01	11.34	10.06	9.45	8.53
1975	7.13	6.24	5.54	5.49	5.22	5.55	6.10	6.14	6.24	5.82	5.22	5.20
1976	4.87	4.77	4.84	4.82	5.29	5.48	5.31	5.29	5.25	5.02	4.95	4.65
1977	4.61	4.68	4.69	4.73	5.35	5.39	5.42	5.90	6.14	6.47	6.51	6.56
1978	6.70	6.78	6.79	6.89	7.36	7.60	7.81	8.04	8.45	8.96	9.76	10.03
1979	10.07	10.06	10.09	10.01	10.24	10.29	10.47	10.94	11.43	13.77	13.18	13.78
1980	13.82	14.13	17.19	17.61	10.98	9.47	9.03	9.61	10.87	12.81	15.85	18.90
1981	19.08	15.93	14.70	15.72	18.52	19.10	19.04	17.82	15.87	15.08	13.31	12.37
1982	13.22	14.78	14.68	14.94	14.45	14.15	12.59	10.12	10.31	9.71	9.20	8.95
1983	8.68	8.51	8.77	8.80	8.63	8.98	9.37	9.56	9.45	9.48	9.34	9.47
1984	9.56	9.59	9.91	10.29	10.32	11.06	11.23	11.64	11.30	9.99	9.43	8.38
1985	8.35	8.50	8.58	8.27	7.97	7.53	7.88	7.90	7.92	7.99	8.05	8.27
1986	8.14	7.86	7.48	6.99	6.85	6.92	6.56	6.17	5.89	5.85	6.04	6.91
1987	6.43	6.10	6.13	6.37	6.85	6.73	6.58	6.73	7.22	7.29	6.69	6.77
1988	6.83	6.58	6.58	6.87	7.09	7.51	7.75	8.01	8.19	8.30	8.35	8.76
1989	9.12	9.36	9.85	9.84	9.81	9.53	9.24	8.99	9.02	8.84	8.55	8.45
1990	8.23	8.24	8.28	8.26	8.18	8.29	8.15	8.13	8.20	8.11	7.81	7.31
1991	6.91	6.25	6.12	5.91	5.78	5.90	5.82	5.66	5.45	5.21	4.81	4.43
1992	4.03	4.06	3.98	3.73	3.82	3.76	3.25	3.30	3.22	3.10	3.09	2.92
1993	3.02	3.03	3.07	2.96	3.00	3.04	3.06	3.03	3.09	2.99	3.02	2.96
1994	3.05	3.25	3.34	3.56	4.01	4.25	4.26	4.47	4.73	4.76	5.29	5.45
1995	5.53	5.92	5.98	6.05	6.01	6.00	5.85	5.74	5.80	5.76	5.80	5.60
1996	5.56	5.22	5.31	5.22	5.24	5.27	5.40	5.22	5.30	5.24	5.31	5.29
1997	5.25	5.19	5.39	5.51	5.50	5.56	5.52	5.54	5.54	5.50	5.52	5.50
1998	5.56	5.51	5.49	5.45	5.49	5.56	5.54	5.55	5.51	5.07	4.83	4.68
1999	4.63	4.76	4.81	4.74	4.74	4.76	4.99	5.07	5.22	5.20	5.42	5.30

Fuente: base de datos FRED. Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original es *Federal Reserve Statistical Release (H.15 Selected Interest Rates)*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

**Tabla A.1.3<sup>1</sup>: *r***

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	0.0245	0.0240	0.0276	0.0292	0.0286	0.0333	0.0341	0.0344	0.0369	0.0390	0.0392	0.0391
<b>1960</b>	0.0391	0.0389	0.0377	0.0385	0.0378	0.0327	0.0318	0.0294	0.0257	0.0244	0.0241	0.0196
<b>1961</b>	0.0144	0.0251	0.0200	0.0148	0.0196	0.0172	0.0116	0.0198	0.0186	0.0223	0.0258	0.0230
<b>1962</b>	0.0213	0.0234	0.0281	0.0274	0.0233	0.0264	0.0267	0.0289	0.0286	0.0286	0.0290	0.0289
<b>1963</b>	0.0288	0.0296	0.0294	0.0286	0.0296	0.0295	0.0298	0.0343	0.0342	0.0344	0.0342	0.0332
<b>1964</b>	0.0342	0.0342	0.0337	0.0341	0.0344	0.0344	0.0336	0.0344	0.0339	0.0330	0.0346	0.0378
<b>1965</b>	0.0383	0.0390	0.0396	0.0401	0.0402	0.0396	0.0401	0.0404	0.0393	0.0400	0.0402	0.0423
<b>1966</b>	0.0433	0.0450	0.0455	0.0456	0.0478	0.0504	0.0516	0.0538	0.0526	0.0538	0.0560	0.0526
<b>1967</b>	0.0482	0.0488	0.0443	0.0397	0.0386	0.0390	0.0372	0.0383	0.0391	0.0381	0.0405	0.0441
<b>1968</b>	0.0450	0.0460	0.0493	0.0560	0.0593	0.0589	0.0585	0.0586	0.0562	0.0574	0.0566	0.0585
<b>1969</b>	0.0611	0.0640	0.0657	0.0715	0.0831	0.0853	0.0826	0.0879	0.0876	0.0862	0.0848	0.0859
<b>1970</b>	0.0860	0.0860	0.0747	0.0779	0.0764	0.0733	0.0696	0.0640	0.0610	0.0602	0.0545	0.0478
<b>1971</b>	0.0406	0.0365	0.0364	0.0407	0.0453	0.0479	0.0517	0.0541	0.0540	0.0507	0.0479	0.0406
<b>1972</b>	0.0344	0.0324	0.0376	0.0409	0.0418	0.0436	0.0445	0.0469	0.0476	0.0492	0.0494	0.0519
<b>1973</b>	0.0577	0.0637	0.0685	0.0688	0.0755	0.0815	0.0989	0.0998	0.1024	0.0954	0.0956	0.0949
<b>1974</b>	0.0921	0.0859	0.0894	0.0999	0.1071	0.1127	0.1215	0.1134	0.1074	0.0959	0.0903	0.0819
<b>1975</b>	0.0689	0.0605	0.0539	0.0534	0.0509	0.0540	0.0592	0.0596	0.0605	0.0566	0.0509	0.0507
<b>1976</b>	0.0476	0.0466	0.0473	0.0471	0.0515	0.0534	0.0517	0.0515	0.0512	0.0490	0.0483	0.0455
<b>1977</b>	0.0451	0.0457	0.0458	0.0462	0.0521	0.0525	0.0528	0.0573	0.0596	0.0627	0.0631	0.0635
<b>1978</b>	0.0649	0.0656	0.0657	0.0666	0.0710	0.0733	0.0752	0.0773	0.0811	0.0858	0.0931	0.0956
<b>1979</b>	0.0959	0.0959	0.0961	0.0954	0.0975	0.0979	0.0996	0.1038	0.1082	0.1290	0.1238	0.1291
<b>1980</b>	0.1294	0.1322	0.1586	0.1622	0.1042	0.0905	0.0865	0.0918	0.1032	0.1205	0.1471	0.1731
<b>1981</b>	0.1746	0.1478	0.1371	0.1460	0.1699	0.1748	0.1743	0.1640	0.1473	0.1405	0.1250	0.1166
<b>1982</b>	0.1242	0.1378	0.1370	0.1392	0.1350	0.1323	0.1186	0.0964	0.0981	0.0927	0.0880	0.0857

**Tabla A.1.3 (cont.): *r***

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	0.0832	0.0817	0.0841	0.0843	0.0828	0.0860	0.0896	0.0913	0.0903	0.0906	0.0893	0.0905
<b>1984</b>	0.0913	0.0916	0.0945	0.0979	0.0982	0.1049	0.1064	0.1101	0.1071	0.0952	0.0901	0.0805
<b>1985</b>	0.0802	0.0816	0.0823	0.0795	0.0767	0.0726	0.0758	0.0760	0.0762	0.0769	0.0774	0.0795
<b>1986</b>	0.0783	0.0757	0.0721	0.0676	0.0663	0.0669	0.0635	0.0599	0.0572	0.0569	0.0586	0.0668
<b>1987</b>	0.0623	0.0592	0.0595	0.0618	0.0663	0.0651	0.0637	0.0651	0.0697	0.0704	0.0648	0.0655
<b>1988</b>	0.0661	0.0637	0.0637	0.0664	0.0685	0.0724	0.0746	0.0771	0.0787	0.0797	0.0802	0.0840
<b>1989</b>	0.0873	0.0895	0.0939	0.0939	0.0936	0.0910	0.0884	0.0861	0.0864	0.0847	0.0820	0.0811
<b>1990</b>	0.0791	0.0792	0.0796	0.0794	0.0786	0.0796	0.0783	0.0782	0.0788	0.0780	0.0752	0.0706
<b>1991</b>	0.0668	0.0606	0.0594	0.0574	0.0562	0.0573	0.0566	0.0551	0.0531	0.0508	0.0470	0.0433
<b>1992</b>	0.0395	0.0398	0.0390	0.0366	0.0375	0.0369	0.0320	0.0325	0.0317	0.0305	0.0304	0.0288
<b>1993</b>	0.0298	0.0299	0.0302	0.0292	0.0296	0.0299	0.0301	0.0299	0.0304	0.0295	0.0298	0.0292
<b>1994</b>	0.0300	0.0320	0.0329	0.0350	0.0393	0.0416	0.0417	0.0437	0.0462	0.0465	0.0515	0.0531
<b>1995</b>	0.0538	0.0575	0.0581	0.0587	0.0584	0.0583	0.0569	0.0558	0.0564	0.0560	0.0564	0.0545
<b>1996</b>	0.0541	0.0509	0.0517	0.0509	0.0511	0.0514	0.0526	0.0509	0.0516	0.0511	0.0517	0.0515
<b>1997</b>	0.0512	0.0506	0.0525	0.0536	0.0535	0.0541	0.0537	0.0539	0.0539	0.0535	0.0537	0.0535
<b>1998</b>	0.0541	0.0536	0.0534	0.0531	0.0534	0.0541	0.0539	0.0540	0.0536	0.0495	0.0472	0.0457
<b>1999</b>	0.0453	0.0465	0.0470	0.0463	0.0463	0.0465	0.0487	0.0495	0.0509	0.0507	0.0528	0.0516

Fuente: Elaboración propia. Los datos en esta tabla se calculan a partir de los datos de la Tabla A.1.3 mediante la transformación  $\ln(1+(R^0/100))$ .

1 Los datos de esta tabla se presentan con un número de decimales equivalente al de los datos de la Tabla A.1.3, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.1.4:** Ten-Years Treasury Constant Maturity Rate,  $R^{10}$  (media aritmética de datos de días de mercado; porcentaje)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1959	4.02	3.96	3.99	4.12	4.31	4.34	4.40	4.43	4.68	4.53	4.53	4.69
1960	4.72	4.49	4.25	4.28	4.35	4.15	3.90	3.80	3.80	3.89	3.93	3.84
1961	3.84	3.78	3.74	3.78	3.71	3.88	3.92	4.04	3.98	3.92	3.94	4.06
1962	4.08	4.04	3.93	3.84	3.87	3.91	4.01	3.98	3.98	3.93	3.92	3.86
1963	3.83	3.92	3.93	3.97	3.93	3.99	4.02	4.00	4.08	4.11	4.12	4.13
1964	4.17	4.15	4.22	4.23	4.20	4.17	4.19	4.19	4.20	4.19	4.15	4.18
1965	4.19	4.21	4.21	4.20	4.21	4.21	4.20	4.25	4.29	4.35	4.45	4.62
1966	4.61	4.83	4.87	4.75	4.78	4.81	5.02	5.22	5.18	5.01	5.16	4.84
1967	4.58	4.63	4.54	4.59	4.85	5.02	5.16	5.28	5.30	5.48	5.75	5.70
1968	5.53	5.56	5.74	5.64	5.87	5.72	5.50	5.42	5.46	5.58	5.70	6.03
1969	6.04	6.19	6.30	6.17	6.32	6.57	6.72	6.69	7.16	7.10	7.14	7.65
1970	7.79	7.24	7.07	7.39	7.91	7.84	7.46	7.53	7.39	7.33	6.84	6.39
1971	6.24	6.11	5.70	5.83	6.39	6.52	6.73	6.58	6.14	5.93	5.81	5.93
1972	5.95	6.08	6.07	6.19	6.13	6.11	6.11	6.21	6.55	6.48	6.28	6.36
1973	6.46	6.64	6.71	6.67	6.85	6.90	7.13	7.40	7.09	6.79	6.73	6.74
1974	6.99	6.96	7.21	7.51	7.58	7.54	7.81	8.04	8.04	7.90	7.68	7.43
1975	7.50	7.39	7.73	8.23	8.06	7.86	8.06	8.40	8.43	8.14	8.05	8.00
1976	7.74	7.79	7.73	7.56	7.90	7.86	7.83	7.77	7.59	7.41	7.29	6.87
1977	7.21	7.39	7.46	7.37	7.46	7.28	7.33	7.40	7.34	7.52	7.58	7.69
1978	7.96	8.03	8.04	8.15	8.35	8.46	8.64	8.41	8.42	8.64	8.81	9.01
1979	9.10	9.10	9.12	9.18	9.25	8.91	8.95	9.03	9.33	10.30	10.65	10.39
1980	10.80	12.41	12.75	11.47	10.18	9.78	10.25	11.10	11.51	11.75	12.68	12.84
1981	12.57	13.19	13.12	13.68	14.10	13.47	14.28	14.94	15.32	15.15	13.39	13.72
1982	14.59	14.43	13.86	13.87	13.62	14.30	13.95	13.06	12.34	10.91	10.55	10.54
1983	10.46	10.72	10.51	10.40	10.38	10.85	11.38	11.85	11.65	11.54	11.69	11.83
1984	11.67	11.84	12.32	12.63	13.41	13.56	13.36	12.72	12.52	12.16	11.57	11.50
1985	11.38	11.51	11.86	11.43	10.85	10.16	10.31	10.33	10.37	10.24	9.78	9.26
1986	9.19	8.70	7.78	7.30	7.71	7.80	7.30	7.17	7.45	7.43	7.25	7.11
1987	7.08	7.25	7.25	8.02	8.61	8.40	8.45	8.76	9.42	9.52	8.86	8.99
1988	8.67	8.21	8.37	8.72	9.09	8.92	9.06	9.26	8.98	8.80	8.96	9.11
1989	9.09	9.17	9.36	9.18	8.86	8.28	8.02	8.11	8.19	8.01	7.87	7.84
1990	8.21	8.47	8.59	8.79	8.76	8.48	8.47	8.75	8.89	8.72	8.39	8.08
1991	8.09	7.85	8.11	8.04	8.07	8.28	8.27	7.90	7.65	7.53	7.42	7.09
1992	7.03	7.34	7.54	7.48	7.39	7.26	6.84	6.59	6.42	6.59	6.87	6.77
1993	6.60	6.26	5.98	5.97	6.04	5.96	5.81	5.68	5.36	5.33	5.72	5.77
1994	5.75	5.97	6.48	6.97	7.18	7.10	7.30	7.24	7.46	7.74	7.96	7.81
1995	7.78	7.47	7.20	7.06	6.63	6.17	6.28	6.49	6.20	6.04	5.93	5.71
1996	5.65	5.81	6.27	6.51	6.74	6.91	6.87	6.64	6.83	6.53	6.20	6.30
1997	6.58	6.42	6.69	6.89	6.71	6.49	6.22	6.30	6.21	6.03	5.88	5.81
1998	5.54	5.57	5.65	5.64	5.65	5.50	5.46	5.34	4.81	4.53	4.83	4.65
1999	4.72	5.00	5.23	5.18	5.54	5.90	5.79	5.94	5.92	6.11	6.03	6.28

Fuente: base de datos FRED. Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original es *Federal Reserve Statistical Release (H.15 Selected Interest Rates)*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

**Tabla A.1.5<sup>1</sup>: *i***

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	0.0394	0.0388	0.0391	0.0404	0.0422	0.0425	0.0431	0.0433	0.0457	0.0443	0.0443	0.0458
<b>1960</b>	0.0461	0.0439	0.0416	0.0419	0.0426	0.0407	0.0383	0.0373	0.0373	0.0382	0.0385	0.0377
<b>1961</b>	0.0377	0.0371	0.0367	0.0371	0.0364	0.0381	0.0385	0.0396	0.0390	0.0385	0.0386	0.0398
<b>1962</b>	0.0400	0.0396	0.0385	0.0377	0.0380	0.0384	0.0393	0.0390	0.0390	0.0385	0.0385	0.0379
<b>1963</b>	0.0376	0.0385	0.0385	0.0389	0.0385	0.0391	0.0394	0.0392	0.0400	0.0403	0.0404	0.0405
<b>1964</b>	0.0409	0.0407	0.0413	0.0414	0.0411	0.0409	0.0410	0.0410	0.0411	0.0410	0.0407	0.0409
<b>1965</b>	0.0410	0.0412	0.0412	0.0411	0.0412	0.0412	0.0411	0.0416	0.0420	0.0426	0.0435	0.0452
<b>1966</b>	0.0451	0.0472	0.0476	0.0464	0.0467	0.0470	0.0490	0.0509	0.0505	0.0489	0.0503	0.0473
<b>1967</b>	0.0448	0.0453	0.0444	0.0449	0.0474	0.0490	0.0503	0.0515	0.0516	0.0534	0.0559	0.0554
<b>1968</b>	0.0538	0.0541	0.0558	0.0549	0.0570	0.0556	0.0535	0.0528	0.0532	0.0543	0.0554	0.0586
<b>1969</b>	0.0586	0.0601	0.0611	0.0599	0.0613	0.0636	0.0650	0.0648	0.0692	0.0686	0.0690	0.0737
<b>1970</b>	0.0750	0.0699	0.0683	0.0713	0.0761	0.0755	0.0719	0.0726	0.0713	0.0707	0.0662	0.0619
<b>1971</b>	0.0605	0.0593	0.0554	0.0567	0.0619	0.0632	0.0651	0.0637	0.0596	0.0576	0.0565	0.0576
<b>1972</b>	0.0578	0.0590	0.0589	0.0601	0.0595	0.0593	0.0593	0.0602	0.0634	0.0628	0.0609	0.0617
<b>1973</b>	0.0626	0.0643	0.0649	0.0646	0.0663	0.0667	0.0689	0.0714	0.0685	0.0657	0.0651	0.0652
<b>1974</b>	0.0676	0.0673	0.0696	0.0724	0.0731	0.0727	0.0752	0.0773	0.0773	0.0760	0.0740	0.0717
<b>1975</b>	0.0723	0.0713	0.0745	0.0791	0.0775	0.0757	0.0775	0.0807	0.0809	0.0783	0.0774	0.0770
<b>1976</b>	0.0746	0.0750	0.0745	0.0729	0.0760	0.0757	0.0754	0.0748	0.0732	0.0715	0.0704	0.0664
<b>1977</b>	0.0696	0.0713	0.0719	0.0711	0.0719	0.0703	0.0707	0.0714	0.0708	0.0725	0.0731	0.0741
<b>1978</b>	0.0766	0.0772	0.0773	0.0783	0.0802	0.0812	0.0829	0.0808	0.0808	0.0829	0.0844	0.0863
<b>1979</b>	0.0871	0.0871	0.0873	0.0878	0.0885	0.0854	0.0857	0.0865	0.0892	0.0980	0.1012	0.0988
<b>1980</b>	0.1026	0.1170	0.1200	0.1086	0.0969	0.0933	0.0976	0.1053	0.1089	0.1111	0.1194	0.1208
<b>1981</b>	0.1184	0.1239	0.1233	0.1282	0.1319	0.1264	0.1335	0.1392	0.1425	0.1411	0.1257	0.1286
<b>1982</b>	0.1362	0.1348	0.1298	0.1299	0.1277	0.1337	0.1306	0.1227	0.1164	0.1035	0.1003	0.1002

**Tabla A.1.5 (cont.): *i***

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	0.0995	0.1018	0.0999	0.0989	0.0988	0.1030	0.1078	0.1120	0.1102	0.1092	0.1106	0.1118
<b>1984</b>	0.1104	0.1119	0.1162	0.1189	0.1258	0.1272	0.1254	0.1197	0.1180	0.1148	0.1095	0.1089
<b>1985</b>	0.1078	0.1089	0.1121	0.1082	0.1030	0.0968	0.0981	0.0983	0.0987	0.0975	0.0933	0.0886
<b>1986</b>	0.0879	0.0834	0.0749	0.0705	0.0743	0.0751	0.0705	0.0692	0.0719	0.0717	0.0700	0.0687
<b>1987</b>	0.0684	0.0700	0.0700	0.0771	0.0826	0.0807	0.0811	0.0840	0.0900	0.0909	0.0849	0.0861
<b>1988</b>	0.0831	0.0789	0.0804	0.0836	0.0870	0.0854	0.0867	0.0886	0.0860	0.0843	0.0858	0.0872
<b>1989</b>	0.0870	0.0877	0.0895	0.0878	0.0849	0.0796	0.0771	0.0780	0.0787	0.0771	0.0758	0.0755
<b>1990</b>	0.0789	0.0813	0.0824	0.0842	0.0840	0.0814	0.0813	0.0839	0.0852	0.0836	0.0806	0.0777
<b>1991</b>	0.0778	0.0756	0.0780	0.0773	0.0776	0.0796	0.0795	0.0760	0.0737	0.0726	0.0716	0.0685
<b>1992</b>	0.0679	0.0708	0.0727	0.0721	0.0713	0.0701	0.0662	0.0638	0.0622	0.0638	0.0664	0.0655
<b>1993</b>	0.0639	0.0607	0.0581	0.0580	0.0586	0.0579	0.0565	0.0552	0.0522	0.0519	0.0556	0.0561
<b>1994</b>	0.0559	0.0580	0.0628	0.0674	0.0693	0.0686	0.0705	0.0699	0.0719	0.0746	0.0766	0.0752
<b>1995</b>	0.0749	0.0720	0.0695	0.0682	0.0642	0.0599	0.0609	0.0629	0.0602	0.0586	0.0576	0.0555
<b>1996</b>	0.0550	0.0565	0.0608	0.0631	0.0652	0.0668	0.0664	0.0643	0.0661	0.0633	0.0602	0.0611
<b>1997</b>	0.0637	0.0622	0.0648	0.0666	0.0649	0.0629	0.0603	0.0611	0.0602	0.0586	0.0571	0.0565
<b>1998</b>	0.0539	0.0542	0.0550	0.0549	0.0550	0.0535	0.0532	0.0520	0.0470	0.0443	0.0472	0.0455
<b>1999</b>	0.0461	0.0488	0.0510	0.0505	0.0539	0.0573	0.0563	0.0577	0.0575	0.0593	0.0586	0.0609

Fuente: Elaboración propia. Los datos en esta tabla se calculan a partir de los datos de la Tabla A.1.5 mediante la transformación  $\ln(1+(R^{10}/100))$ .

1. Los datos de esta tabla se presentan con un número de decimales equivalente al de los datos de la Tabla A.1.5, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.1.6<sup>1</sup>:** *M2 Money Stock, M2* (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	289.84	287.71	287.88	290.20	290.18	292.50	294.44	294.80	296.11	296.90	297.84	300.62
<b>1960</b>	301.51	298.50	298.17	300.31	298.89	300.86	303.50	305.24	307.82	309.91	311.66	315.27
<b>1961</b>	317.51	316.64	317.18	320.24	320.04	322.75	324.89	325.82	328.78	331.51	334.07	338.52
<b>1962</b>	341.13	340.31	342.07	345.97	345.05	347.67	350.06	350.92	353.94	357.54	360.49	365.76
<b>1963</b>	369.09	368.03	369.77	373.82	373.36	376.75	380.22	381.46	384.88	388.75	392.26	396.45
<b>1964</b>	399.55	397.62	398.89	402.43	401.28	405.35	409.29	411.10	415.75	419.86	422.95	428.34
<b>1965</b>	432.35	430.12	432.19	436.24	433.68	438.36	442.06	443.26	448.41	453.64	456.66	463.10
<b>1966</b>	467.09	463.71	465.90	470.13	466.18	469.57	470.30	470.15	474.61	476.90	478.14	483.71
<b>1967</b>	486.37	483.56	488.10	492.91	493.33	500.92	506.22	508.60	514.18	519.28	521.65	527.98
<b>1968</b>	531.92	528.10	531.57	536.87	535.44	542.24	546.18	547.58	553.13	558.48	562.52	569.68
<b>1969</b>	573.53	569.10	572.82	577.43	573.50	578.67	580.60	578.45	581.35	583.71	584.81	590.11
<b>1970</b>	592.02	583.40	587.30	592.88	590.83	597.50	601.24	603.02	608.70	613.98	618.25	627.85
<b>1971</b>	635.46	637.99	650.03	663.49	666.14	675.86	682.34	683.72	689.66	695.61	701.24	711.24
<b>1972</b>	720.00	722.22	733.73	743.79	742.56	753.18	762.97	767.04	775.16	783.56	790.21	803.13
<b>1973</b>	812.29	810.14	815.58	825.42	825.79	837.17	840.72	837.38	835.95	839.34	845.35	856.53
<b>1974</b>	861.50	859.75	869.94	878.61	873.39	881.84	886.02	883.02	884.90	890.65	895.73	903.77
<b>1975</b>	908.26	909.05	924.76	941.45	946.55	967.26	980.05	982.78	988.78	995.99	1005.22	1018.26
<b>1976</b>	1028.80	1034.68	1048.15	1067.40	1070.87	1081.31	1092.20	1097.91	1109.02	1125.66	1135.63	1154.12
<b>1977</b>	1168.16	1170.57	1185.93	1207.28	1206.22	1220.51	1233.60	1236.04	1245.47	1256.71	1261.00	1273.84
<b>1978</b>	1283.09	1277.66	1289.06	1308.30	1305.65	1319.91	1331.01	1332.35	1345.67	1356.22	1359.10	1371.80
<b>1979</b>	1376.20	1370.27	1385.02	1409.46	1403.74	1423.57	1440.35	1445.34	1455.63	1464.70	1467.49	1480.16
<b>1980</b>	1487.40	1487.43	1498.37	1508.92	1505.39	1528.64	1550.31	1561.96	1574.38	1589.75	1600.33	1606.16
<b>1981</b>	1611.96	1611.86	1634.51	1665.82	1656.82	1668.48	1686.49	1696.01	1707.85	1727.85	1742.47	1761.82
<b>1982</b>	1774.32	1766.90	1783.31	1809.34	1806.36	1824.19	1839.37	1851.69	1865.65	1882.27	1896.46	1919.83

**Tabla A.1.6 (cont.): M2 Money Stock, M2** (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
<b>1983</b>	1969.42	1991.42	2015.01	2038.71	2036.84	2056.82	2074.69	2077.34	2086.04	2106.94	2122.70	2139.09
<b>1984</b>	2149.99	2152.92	2174.30	2200.97	2196.61	2219.79	2233.41	2234.21	2248.04	2265.27	2292.15	2324.39
<b>1985</b>	2345.44	2349.08	2366.10	2385.06	2381.99	2419.34	2440.62	2448.35	2458.69	2472.38	2488.01	2510.28
<b>1986</b>	2516.94	2508.05	2533.39	2570.30	2577.00	2611.46	2639.09	2652.71	2668.75	2691.71	2712.45	2747.92
<b>1987</b>	2760.62	2742.38	2754.90	2785.35	2766.21	2780.17	2792.36	2794.52	2800.46	2818.13	2829.01	2846.14
<b>1988</b>	2865.28	2867.00	2894.95	2933.12	2918.26	2943.08	2962.15	2958.90	2959.38	2971.61	2992.24	3009.99
<b>1989</b>	3008.50	2992.20	3008.47	3032.12	3005.13	3031.79	3064.91	3080.63	3096.06	3119.52	3145.68	3175.20
<b>1990</b>	3180.16	3179.39	3202.00	3229.28	3195.64	3219.55	3233.93	3248.33	3258.25	3263.17	3275.58	3294.89
<b>1991</b>	3299.58	3306.64	3337.43	3359.54	3339.04	3358.65	3364.62	3360.83	3356.57	3362.66	3380.10	3396.63
<b>1992</b>	3393.23	3399.82	3415.99	3430.01	3399.02	3401.11	3405.66	3408.49	3413.49	3430.06	3443.71	3453.75
<b>1993</b>	3437.15	3413.68	3424.24	3445.27	3440.15	3454.69	3458.35	3457.83	3460.60	3469.35	3491.13	3511.46
<b>1994</b>	3499.15	3480.15	3497.88	3526.04	3496.32	3497.19	3510.32	3501.04	3496.48	3497.24	3510.51	3526.98
<b>1995</b>	3514.68	3493.92	3510.68	3541.07	3525.49	3565.28	3590.33	3606.31	3615.03	3622.58	3643.87	3673.76
<b>1996</b>	3671.61	3667.16	3714.66	3741.29	3709.81	3741.21	3756.06	3765.12	3767.88	3775.81	3808.36	3845.14
<b>1997</b>	3842.33	3837.64	3876.14	3909.47	3874.89	3906.51	3925.90	3961.01	3970.72	3986.08	4024.84	4063.94
<b>1998</b>	4073.01	4090.92	4142.05	4184.63	4154.23	4187.34	4208.06	4237.79	4272.80	4311.60	4367.56	4422.20
<b>1999</b>	4432.98	4443.04	4481.26	4528.31	4489.01	4515.29	4538.58	4560.07	4572.70	4590.52	4626.56	4680.48

Fuente: base de datos FRED (*Federal Reserve Economic Data*). Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original de los datos es *Federal Reserve Statistical Release (H.6 Money Stock Measures)*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

1. La información de que los datos mensuales son medias de datos diarios se obtuvo por correspondencia electrónica con Sharon K. Kratzer del *Federal Reserve Bank of St. Louis* (Sharon.K.Kratzer@stls.frb.org) el día 27/3/01.

**Tabla A.1.7<sup>1</sup>:** *Board of Governors' Adjusted Monetary Base, B* (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	40.656	40.224	40.205	40.409	40.485	40.649	41.062	40.962	40.967	40.945	41.134	41.766
<b>1960</b>	41.015	40.271	40.212	40.329	40.374	40.597	40.944	40.841	40.991	41.114	41.430	41.864
<b>1961</b>	41.158	40.542	40.449	40.510	40.503	40.818	41.110	41.170	41.360	41.654	42.084	42.758
<b>1962</b>	42.059	41.387	41.517	41.770	41.891	42.176	42.530	42.429	42.479	42.699	43.169	43.893
<b>1963</b>	43.215	42.710	42.873	43.107	43.274	43.702	44.193	44.088	44.286	44.454	45.055	45.997
<b>1964</b>	45.270	44.638	44.941	45.126	45.325	45.876	46.314	46.325	46.658	46.865	47.424	48.209
<b>1965</b>	47.534	46.997	47.113	47.395	47.443	47.940	48.499	48.351	48.655	49.084	49.552	50.714
<b>1966</b>	50.130	49.519	49.675	50.101	50.203	50.639	51.244	50.867	51.102	51.251	51.747	52.706
<b>1967</b>	52.162	51.614	51.987	52.154	52.270	52.770	53.380	53.241	53.599	54.090	54.613	55.762
<b>1968</b>	55.193	54.607	54.883	55.296	55.488	56.193	56.836	56.920	57.034	57.535	58.337	59.578
<b>1969</b>	58.927	58.366	58.359	58.635	59.191	59.601	59.942	60.113	60.186	60.694	61.730	62.832
<b>1970</b>	62.138	61.377	61.504	62.214	62.602	62.956	63.710	63.693	63.885	64.391	65.093	66.320
<b>1971</b>	65.938	65.438	65.607	66.295	66.903	67.398	68.479	68.361	68.538	68.706	69.440	70.497
<b>1972</b>	70.342	69.556	70.015	70.866	71.401	71.765	72.676	72.660	72.671	73.523	74.822	76.466
<b>1973</b>	76.398	75.279	75.784	76.783	77.270	77.767	79.085	78.837	78.953	80.051	80.963	82.465
<b>1974</b>	82.387	81.369	81.886	83.417	84.294	84.845	86.012	86.043	86.014	86.356	87.551	89.089
<b>1975</b>	88.285	87.151	87.935	88.839	89.476	90.801	91.954	91.781	91.748	92.254	93.927	95.568
<b>1976</b>	94.827	93.927	94.708	96.231	97.071	97.688	98.914	98.917	99.073	99.882	101.500	103.304
<b>1977</b>	102.844	101.487	102.125	103.818	104.447	105.085	107.162	107.202	107.520	108.566	110.195	112.278
<b>1978</b>	112.119	111.154	111.482	113.101	114.187	115.306	117.107	116.925	117.655	118.854	120.423	122.566
<b>1979</b>	122.030	120.041	120.697	122.539	123.234	124.580	126.679	127.138	127.793	129.224	131.156	133.436
<b>1980</b>	132.831	131.224	132.074	134.425	134.803	135.603	137.545	138.108	138.608	139.896	142.429	144.509
<b>1981</b>	142.300	140.650	141.359	143.518	144.409	144.872	146.823	146.541	146.376	146.791	148.618	151.699

**Tabla A.1.7 (cont.): Board of Governors' Adjusted Monetary Base, B** (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1982</b>	150.835	148.732	148.920	151.189	152.595	153.772	155.455	155.508	156.095	157.397	159.572	163.031
<b>1983</b>	162.027	161.275	163.208	166.078	167.523	169.347	171.275	171.222	171.860	173.226	175.600	178.636
<b>1984</b>	177.904	175.487	177.044	179.621	180.296	182.587	184.487	184.539	184.540	184.704	186.552	190.053
<b>1985</b>	188.530	187.141	188.420	190.895	192.075	195.405	197.589	198.645	199.115	200.001	202.510	206.586
<b>1986</b>	204.842	202.761	204.836	207.827	209.395	212.485	215.256	215.922	216.432	217.626	221.169	226.782
<b>1987</b>	226.283	223.929	225.038	228.797	229.805	232.107	234.064	234.226	234.217	235.786	239.191	243.220
<b>1988</b>	242.839	240.139	241.729	245.610	246.688	250.259	253.004	252.641	252.396	253.133	256.197	260.368
<b>1989</b>	258.786	255.702	257.160	259.661	259.577	262.114	264.035	263.171	262.677	263.357	266.070	271.140
<b>1990</b>	270.480	268.716	271.156	275.435	276.156	279.941	282.577	284.231	286.193	287.715	291.406	296.626
<b>1991</b>	298.580	298.627	300.979	303.324	303.691	306.496	308.588	309.168	309.661	311.461	315.125	321.047
<b>1992</b>	320.393	320.336	322.668	327.412	328.369	330.931	334.072	336.564	340.091	343.617	347.898	354.564
<b>1993</b>	354.420	353.166	355.995	361.623	364.046	368.696	371.957	374.074	377.723	380.802	384.269	390.562
<b>1994</b>	390.985	390.866	394.180	399.847	400.359	404.893	408.369	409.214	411.372	413.122	417.053	422.507
<b>1995</b>	421.822	419.220	423.218	428.716	429.278	430.246	431.268	431.071	431.622	431.589	433.214	439.027
<b>1996</b>	436.031	430.357	434.893	437.139	436.149	439.873	443.186	444.650	445.528	445.398	449.156	456.630
<b>1997</b>	455.473	452.466	455.081	457.979	458.126	461.602	465.287	466.938	468.316	470.349	476.559	484.984
<b>1998</b>	484.375	481.369	483.947	486.751	487.873	491.113	495.250	497.479	500.983	504.465	510.137	518.278
<b>1999</b>	520.009	519.699	523.353	526.774	533.116	535.881	540.979	543.869	548.126	555.512	571.891	600.457

Fuente: base de datos FRED. Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original es *Federal Reserve Statistical Release (H.6 Money Stock Measures), Board of Governors of the Federal Reserve System*.

1. La información de que los datos mensuales son medias de datos diarios se obtuvo por correspondencia electrónica con Sharon K. Kratzer del *Federal Reserve Bank of St. Louis* ([Sharon.K.Kratzer@stls.frb.org](mailto:Sharon.K.Kratzer@stls.frb.org)) el día 27/3/01.

**Tabla A.1.8<sup>1</sup>:** *Board of Governors Monetary Base Not Adjusted for Changes in Reserve Requirements, BN* (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	50.525	49.805	49.733	50.058	50.112	50.337	50.802	50.661	50.723	50.661	50.877	51.505
<b>1960</b>	50.661	49.609	49.483	49.656	49.734	50.015	50.455	50.279	49.920	50.130	50.251	49.763
<b>1961</b>	49.103	48.441	48.362	48.455	48.494	48.876	49.216	49.334	49.599	50.032	50.484	51.281
<b>1962</b>	50.604	49.841	50.024	50.366	50.543	50.908	51.314	51.176	51.323	51.552	51.344	52.257
<b>1963</b>	51.636	51.014	51.206	51.489	51.702	52.195	52.768	52.600	52.911	53.118	53.775	54.913
<b>1964</b>	54.238	53.472	53.830	54.052	54.274	54.940	55.426	55.427	55.888	56.162	56.786	57.737
<b>1965</b>	57.138	56.508	56.696	57.089	57.165	57.761	58.408	58.192	58.574	59.137	59.615	61.022
<b>1966</b>	60.520	59.752	59.933	60.511	60.632	61.102	62.064	61.734	62.360	62.604	62.993	64.185
<b>1967</b>	63.850	63.282	63.166	63.274	63.382	64.005	64.821	64.700	65.226	65.894	66.453	67.818
<b>1968</b>	67.698	67.213	67.521	67.954	68.078	68.874	69.701	69.888	70.048	70.831	71.728	73.139
<b>1969</b>	72.865	71.978	71.768	72.362	73.358	73.510	73.726	73.773	73.780	74.436	75.569	76.753
<b>1970</b>	76.398	75.237	75.277	76.294	76.649	76.900	77.960	78.228	78.684	78.692	79.468	80.987
<b>1971</b>	81.171	80.565	80.788	81.641	82.405	82.894	84.184	84.079	84.431	84.692	85.491	86.783
<b>1972</b>	87.274	86.213	86.688	87.824	88.547	88.864	90.004	90.092	90.191	91.353	90.470	91.265
<b>1973</b>	91.706	90.407	91.161	92.481	93.120	93.653	95.502	95.844	96.181	97.439	98.312	99.915
<b>1974</b>	100.494	99.171	99.661	101.602	102.828	103.510	104.986	105.075	105.212	105.701	106.898	108.323
<b>1975</b>	107.955	105.650	105.728	106.701	107.070	108.285	109.384	109.114	109.140	109.697	110.989	112.786
<b>1976</b>	112.109	110.626	111.249	112.928	113.614	114.240	115.623	115.487	115.566	116.521	118.195	120.221
<b>1977</b>	119.745	118.018	118.577	120.498	121.047	121.776	124.015	124.092	124.452	125.692	127.422	129.821
<b>1978</b>	130.187	128.909	129.166	131.071	132.208	133.549	135.562	135.258	136.124	137.485	140.563	144.526
<b>1979</b>	144.448	141.858	142.383	144.178	144.557	145.719	148.005	148.581	149.513	151.438	153.659	156.370
<b>1980</b>	156.175	154.132	155.052	157.675	157.985	158.786	159.905	158.290	159.285	160.925	161.862	162.996
<b>1981</b>	161.277	159.155	159.761	161.997	163.002	163.708	165.866	165.820	164.400	164.882	166.817	170.310
<b>1982</b>	169.789	167.482	166.075	168.333	169.864	171.280	173.200	173.644	173.174	174.682	176.951	180.353

**Tabla A.1.8 (cont.): Board of Governors Monetary Base Not Adjusted for Changes in Reserve Requirements, BN** (billones de dólares corrientes; media de datos diarios; datos no ajustados estacionalmente)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	179.003	177.164	177.178	179.763	181.170	183.033	185.193	185.288	184.997	186.476	188.844	192.231
<b>1984</b>	192.188	187.692	189.222	191.978	192.539	195.06	197.185	197.144	197.438	198.091	200.233	204.154
<b>1985</b>	203.097	201.613	202.889	205.266	206.395	209.963	212.277	213.136	214.493	216.144	218.900	223.465
<b>1986</b>	221.482	219.475	221.603	224.837	226.101	229.570	232.453	233.225	235.013	237.200	241.159	247.429
<b>1987</b>	246.617	244.108	244.882	249.092	249.798	252.412	254.589	254.324	255.594	257.993	261.590	266.034
<b>1988</b>	265.550	262.390	263.787	267.939	268.673	272.532	275.330	274.882	274.676	275.499	278.432	282.876
<b>1989</b>	281.043	277.408	278.735	281.314	280.382	283.061	285.224	284.097	283.612	284.293	287.128	292.484
<b>1990</b>	292.114	289.980	292.352	296.831	297.001	300.968	303.370	304.968	307.171	308.811	312.676	313.648
<b>1991</b>	309.229	308.492	311.023	313.906	314.235	317.230	319.442	320.055	320.677	322.685	326.859	333.593
<b>1992</b>	333.059	333.148	335.798	332.668	333.805	336.443	339.863	342.485	346.218	349.803	354.261	360.914
<b>1993</b>	360.882	359.542	362.587	368.169	370.437	375.170	378.442	380.523	384.245	387.512	391.128	397.593
<b>1994</b>	397.866	397.914	400.772	406.284	406.540	410.932	414.382	414.924	416.702	418.160	421.882	427.240
<b>1995</b>	426.293	423.537	427.502	432.761	433.453	434.543	435.525	435.568	436.188	436.332	438.185	444.451
<b>1996</b>	441.983	436.342	440.818	443.004	442.219	445.971	449.300	450.882	451.757	451.932	455.857	463.401
<b>1997</b>	462.644	459.585	462.114	464.988	465.199	468.705	472.516	473.946	475.262	477.221	483.447	491.789
<b>1998</b>	491.577	488.439	490.923	493.516	494.569	497.891	502.128	504.414	507.834	511.359	516.958	525.062
<b>1999</b>	527.587	526.850	530.303	533.491	539.984	542.818	548.065	550.860	555.185	562.639	579.016	607.926

Fuente: base de datos FRED. Los datos se obtuvieron en la dirección de Internet <http://www.stls.frb.org> el día 2/5/2000. La fuente original es *Federal Reserve Statistical Release (H.6 Money Stock Measures)*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

1. La información de que los datos mensuales son medias de datos diarios se obtuvo por correspondencia electrónica con Sharon K. Kratzer del *Federal Reserve Bank of St. Louis* (Sharon.K.Kratzer@stls.frb.org) el día 27/3/01.

**Tabla A.1.9<sup>1</sup>:** *Interest-Bearing Public Debt Securities Held by Private Investors* (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	204614	204304	200947	204774	204442	201235	205259	206325	204739	208356	207122	207451
<b>1960</b>	209497	209223	204920	207089	205987	201459	203644	203010	202871	205025	204342	204451
<b>1961</b>	205596	206119	202581	203982	204529	202417	206448	206579	207160	209545	209094	209402
<b>1962</b>	210949	211168	209109	210583	210147	208483	208754	210647	209478	212048	213179	212977
<b>1963</b>	214662	215101	213043	213840	212998	211721	211550	211408	211971	212662	212864	213825
<b>1964</b>	215384	215695	214185	214282	213788	211598	212049	212819	214109	215153	216253	216073
<b>1965</b>	218020	218394	215236	215427	212943	210776	210808	210144	209113	212760	214080	213979
<b>1966</b>	217149	217126	214251	214115	212060	206645	206218	207983	208023	211380	212104	212054
<b>1967</b>	213322	212193	211529	208120	206427	199862	204955	208712	209183	213800	216466	216149
<b>1968</b>	219094	223037	220654	217415	222559	216034	219942	221309	221766	224522	223940	225645
<b>1969</b>	228119	225825	226237	223641	221701	212819	215988	216768	217752	220763	221922	220026
<b>1970</b>	221526	221588	223809	218398	219506	216142	221258	222590	221359	223891	225869	228017
<b>1971</b>	228044	228170	226817	227258	228312	227883	232814	238591	236394	238297	240168	246046
<b>1972</b>	247090	248227	250076	247694	245446	242545	246969	247422	248846	251333	256794	260495
<b>1973</b>	259959	263184	264589	261817	261179	257947	255128	255137	255478	254653	257867	259670
<b>1974</b>	259328	259057	261925	258933	257469	254548	258686	258092	258684	261402	264123	269854
<b>1975</b>	272767	277820	288705	289890	300533	302090	312817	319393	323340	335011	342923	348380
<b>1976</b>	352800	364108	370404	369991	373843	375197	385281	390233	391028	394704	407092	408389
<b>1977</b>	414739	422046	427280	423169	424129	419946	423995	433785	437423	449510	456608	457899
<b>1978</b>	472081	475840	482634	476439	478660	476782	481285	487956	484234	493790	501344	502755
<b>1979</b>	520497	517627	515815	516176	520592	512097	518873	520499	515866	525442	527509	539354
<b>1980</b>	545708	548905	559226	561873	558833	556856	571673	579693	587948	592029	599235	615124
<b>1981</b>	623624	636039	653295	649147	649081	649968	650060	655377	664089	672180	683252	693084
<b>1982</b>	702101	715686	731770	726012	730314	739677	744354	769434	790086	793760	818893	846829

**Tabla A.1.9 (cont.): Interest-Bearing Public Debt Securities Held by Private Investors** (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	860273	874907	905187	900024	921924	947148	951722	974777	981305	1002527	1007990	1012687
<b>1984</b>	1046087	1073681	1061442	1077094	1092934	1090675	1127236	1150146	1141468	1180056	1189876	1210183
<b>1985</b>	1229367	1240256	1238741	1256319	1282280	1276560	1315284	1319359	1334763	1347282	1383306	1413216
<b>1986</b>	1419534	1438694	1446860	1464259	1472867	1498467	1514031	1521873	1549074	1556207	1580149	1597627
<b>1987</b>	1600776	1624516	1640161	1627072	1641014	1656253	1657376	1691301	1678642	1690172	1722661	1728734
<b>1988</b>	1727876	1760098	1776572	1750811	1776904	1783121	1780511	1813777	1820248	1834094	1834770	1835447
<b>1989</b>	1867099	1887835	1902169	1874194	1916363	1907839	1917078	1953874	1939053	1996996	2012817	1995596
<b>1990</b>	2040104	2049168	2087521	2094114	2114540	2115133	2158362	2201563	2182640	2229557	2262743	2273966
<b>1991</b>	2307943	2343043	2327223	2336488	2375091	2365805	2422045	2438011	2478478	2509865	2524576	2541766
<b>1992</b>	2576395	2587641	2647236	2653711	2671522	2697026	2727053	2756841	2749074	2746582	2809421	2823587
<b>1993</b>	2806383	2832499	2879264	2889802	2900849	2921024	2920013	2979593	2966201	2958251	3031967	3034611
<b>1994</b>	3030892	3065486	3088381	3049098	3087521	3081869	3067776	3133351	3121259	3155432	3186366	3138039
<b>1995</b>	3188119	3226318	3236528	3188993	3248149	3242268	3265897	3284300	3255730	3288598	3319094	3268956
<b>1996</b>	3295885	3345139	3348233	3341915	3356753	3313305	3366392	3358285	3382865	3395575	3405260	3409132
<b>1997</b>	3403746	3438145	3462796	3375314	3366800	3372514	3383253	3376582	3372573	3394639	3382627	3387330
<b>1998</b>	3353486	3381706	3464890	3348184	3317472	3324270	3318347	3350326	3294970	3272692	3322903	3306839
<b>1999</b>	3235481	3257289	3321555	3219104	3179168	3182106	3157975	3211670	3161697	3143862	3176460	3227798

Fuente: *Treasury Bulletin* (Tabla OFS-1, Columna 7) del *Financial Management Service of the Department of the Treasury*.

1. El dato de 11/88 no está disponible. Aquí el valor en 11/88 es el de la interpolación lineal entre los datos de 10/88 y 12/88.

**Tabla A.1.10: Matured Public Debt and Debt Bearing No Interest** (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	1994	1861	1946	1856	1830	2873	2844	2798	2810	2776	2847	3095
<b>1960</b>	3000	2996	3055	3015	3059	3090	3055	3039	3066	3116	3277	3397
<b>1961</b>	3386	3356	3414	3357	3301	3300	3407	3057	2978	2952	3407	3480
<b>1962</b>	3405	3436	3605	3592	3656	3759	3960	3939	3929	3923	4007	4262
<b>1963</b>	4090	4072	4016	3978	4019	3907	3898	4011	3972	3984	4122	4134
<b>1964</b>	4085	4231	4186	4216	4319	4357	4330	4465	4488	4419	4464	4388
<b>1965</b>	4311	4340	4367	4349	5053	4163	4388	4346	4391	4347	4357	4391
<b>1966</b>	4407	4392	4418	4366	4433	4477	4401	4724	4735	4588	4554	4298
<b>1967</b>	3929	3935	3937	3926	3895	3935	3505	3441	3451	3461	3520	3470
<b>1968</b>	3448	3242	3337	3370	3392	3178	3138	3148	3150	3138	2968	2879
<b>1969</b>	1838	1958	1908	1909	1871	1991	1890	1858	1867	1974	1850	2004
<b>1970</b>	1952	1988	2044	2095	1944	1893	1946	1996	1858	1875	1973	1907
<b>1971</b>	1854	2017	1891	1861	1923	1841	1765	1829	1817	1753	1887	1823
<b>1972</b>	1772	1942	1808	1769	1804	1901	1807	1867	1819	1811	1827	2000
<b>1973</b>	1877	1911	1819	1849	1908	1788	1786	1926	1968	1889	1961	2071
<b>1974</b>	1911	2058	1877	1815	1934	1822	1011	1052	1364	1051	1214	1104
<b>1975</b>	1012	1049	1078	989	1129	1067	1029	990	1043	936	1009	993
<b>1976</b>	2545	998	1267	1046	2595	1179	967	1037	1142	2542	997	1087
<b>1977</b>	928	1028	992	2514	1151	1036	2478	1093	1211	1102	999	3716
<b>1978</b>	1032	1279	1022	3515	1019	1022	1015	1041	4573	942	978	6835
<b>1979</b>	952	958	4448	948	978	5050	969	1045	7512	1051	1103	1156
<b>1980</b>	1178	1225	1241	1143	4388	1339	1288	4691	1299	1242	4381	1297
<b>1981</b>	4249	4043	1324	1247	3705	1253	1197	1273	1360	5591	1367	1429
<b>1982</b>	5700	6009	1484	1121	5339	1198	6321	1101	1151	5999	1218	1576

**Tabla A.1.10 (cont.): Matured Public Debt and Debt Bearing No Interest** (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	1441	1554	1498	5850	1465	1470	6210	1459	1459	1305	1302	9796
<b>1984</b>	1771	1784	11641	1724	1731	11566	1708	1680	12696	1667	1658	2332
<b>1985</b>	2131	2170	15508	2051	2097	14815	2031	11108	2093	1964	11342	2540
<b>1986</b>	2423	2399	2592	2381	11576	2624	2496	12445	2619	2373	12489	2800
<b>1987</b>	12890	12701	2701	2585	13177	2590	2483	2533	2527	12711	2491	2780
<b>1988</b>	13137	2623	2643	13868	2646	2657	14544	2480	2306	2368	2403	21310
<b>1989</b>	2624	2599	2607	14220	2538	2516	2437	2423	21122	2385	2413	21208
<b>1990</b>	2743	3337	22419	2609	2614	22256	2500	2504	22370	2458	2492	2794
<b>1991</b>	2772	2728	23822	2657	2656	21922	2600	13795	2544	2513	15082	2839
<b>1992</b>	2808	14912	2794	2763	15339	2865	2834	2873	2819	16515	2792	3124
<b>1993</b>	17141	16749	2952	2920	17057	2939	16754	2934	2922	18752	2896	3362
<b>1994</b>	3281	3299	3250	20157	3319	3279	20191	3246	3226	3198	3203	30979
<b>1995</b>	3619	3777	3614	20795	3580	3558	3527	3564	23339	3523	3540	24294
<b>1996</b>	4188	4168	34834	4060	4087	34327	3981	34570	4021	3980	33126	5984
<b>1997</b>	5949	5794	5751	5722	36494	5692	5635	36834	5618	5562	36467	7475
<b>1998</b>	40049	38609	7153	7092	41848	7692	7659	7511	7512	43806	7431	8816
<b>1999</b>	42054	41723	8477	8471	41070	9245	39587	9035	9030	39083	8882	9998

Fuente: *Treasury Bulletin* (Tabla OFS-1, Columna 10) del *Financial Management Service of the Department of the Treasury*.

**Tabla A.1.11: Agency Securities Held by Private Investors** (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	46	51	56	44	44	47	45	47	52	54	56	56
<b>1960</b>	59	63	66	50	55	60	53	76	79	75	71	74
<b>1961</b>	76	108	125	131	139	153	151	161	177	187	200	211
<b>1962</b>	215	235	256	253	269	277	283	308	328	329	339	357
<b>1963</b>	361	368	386	396	416	440	464	483	502	517	530	557
<b>1964</b>	566	595	625	630	647	653	656	687	713	657	662	637
<b>1965</b>	513	536	561	517	463	450	355	383	403	376	362	354
<b>1966</b>	317	335	357	371	370	367	396	393	411	409	409	410
<b>1967</b>	418	429	426	426	430	434	443	446	443	448	467	468
<b>1968</b>	477	475	484	485	492	492	497	495	504	517	527	526
<b>1969</b>	12222	12361	12284	11713	11534	11410	12735	11865	11302	11174	11042	10935
<b>1970</b>	10937	10386	10461	10397	10104	9956	9902	9870	9829	9821	9852	9897
<b>1971</b>	10942	10214	10610	10426	10462	9911	8958	8894	8454	8383	8356	8582
<b>1972</b>	8414	8961	8796	8776	9069	8724	8656	9141	9147	9160	9539	9450
<b>1973</b>	9490	9520	9480	8903	8875	8953	8996	9267	9252	9378	9630	9479
<b>1974</b>	9498	9463	9805	9844	9802	9869	9758	9671	9449	9307	9209	9174
<b>1975</b>	9212	8933	8943	8817	8807	8757	8738	8719	8803	8711	8798	8776
<b>1976</b>	8686	8685	8677	8637	8737	8730	9069	9421	9455	9459	9433	9067
<b>1977</b>	8897	8880	8881	8829	8800	8560	8525	8216	8204	8198	8175	8195
<b>1978</b>	8201	7876	7869	7811	7781	7748	7695	7189	7176	7175	6851	6806
<b>1979</b>	6599	6173	6173	6012	5888	5717	5654	5671	5619	5597	6997	5457
<b>1980</b>	5234	5390	5372	5285	5252	5151	5075	5048	5011	4974	4955	4859
<b>1981</b>	4859	4804	4775	4705	4667	4530	4555	4530	4500	4483	4439	4410
<b>1982</b>	4140	3837	3817	3799	3783	3764	3747	3720	3612	3630	3605	3569

**Tabla A.1.11 (cont.): Agency Securities Held by Private Investors** (millones de dólares corrientes; datos fin de mes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	3624	3604	3590	3558	3539	3535	3516	3499	3479	3470	3608	3419
<b>1984</b>	3419	3391	3374	3358	3344	3338	3328	3309	3302	3295	3288	3281
<b>1985</b>	3270	3257	3243	3228	3221	3215	3210	3203	3195	3193	3189	3184
<b>1986</b>	3128	3122	3120	3117	3116	3113	3059	3054	3052	2858	2852	2865
<b>1987</b>	2809	2817	2825	2634	2685	2685	2702	3004	2905	2801	2788	2613
<b>1988</b>	7184	7175	4993	5740	6208	6927	6346	10178	12159	12510	13891	22557
<b>1989</b>	22431	22343	22262	22213	22133	23545	23513	23853	23505	23363	22340	22360
<b>1990</b>	22133	31288	29753	31891	31872	31521	31385	31388	32576	32614	32337	32323
<b>1991</b>	31540	29806	26324	25291	24848	24773	23162	21719	17575	18300	18613	18529
<b>1992</b>	17102	15504	15738	15800	15845	15833	15177	15229	18127	18280	18555	18794
<b>1993</b>	18563	19039	19584	20154	20373	20604	23144	24443	24661	24709	24966	26591
<b>1994</b>	26492	26264	26265	26365	27317	27444	27817	27610	28526	26420	26745	26749
<b>1995</b>	26728	26438	26442	26462	26646	26844	26837	27006	26946	27155	28126	28229
<b>1996</b>	28141	28309	27643	27798	27692	28211	27704	27550	27437	27640	26749	26613
<b>1997</b>	26621	26499	26258	26426	26678	26319	26418	26159	26089	26053	26224	26526
<b>1998</b>	25845	25773	25918	25801	25699	25558	25744	25258	25455	28329	28313	28501
<b>1999</b>	28220	28043	28118	27981	27980	28268	28110	28007	28276	27999	30125	28284

Fuente: *Treasury Bulletin* (Tabla OFS-1, Columna 13) del *Financial Management Service of the Department of the Treasury*.

**Tabla A.1.12:** Valor del Pasivo Total del Estado, *S* (billones de dólares corrientes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1959</b>	257.179	256.021	252.682	256.732	256.428	254.492	258.950	259.831	258.324	261.847	260.902	262.107
<b>1960</b>	263.217	261.891	257.524	259.810	258.835	254.624	257.207	256.404	255.936	258.346	257.941	257.685
<b>1961</b>	258.161	258.024	254.482	255.925	256.463	254.746	259.222	259.131	259.914	262.716	263.185	264.374
<b>1962</b>	265.173	264.680	262.994	264.794	264.615	263.427	264.311	266.070	265.058	267.852	268.869	269.853
<b>1963</b>	270.749	270.555	268.651	269.703	269.135	268.263	268.680	268.502	269.356	270.281	271.291	273.429
<b>1964</b>	274.273	273.993	272.826	273.180	273.028	271.548	272.461	273.398	275.198	276.391	278.165	278.835
<b>1965</b>	279.982	279.778	276.860	277.382	275.624	273.150	273.959	273.065	272.481	276.620	278.414	279.746
<b>1966</b>	282.393	281.605	278.959	279.363	277.495	272.591	273.079	274.834	275.529	278.981	280.060	280.947
<b>1967</b>	281.519	279.839	279.058	275.746	274.134	268.236	273.724	277.299	278.303	283.603	286.906	287.905
<b>1968</b>	290.717	293.967	291.996	289.224	294.521	288.578	293.278	294.840	295.468	299.008	299.163	302.189
<b>1969</b>	315.044	312.122	312.197	309.625	308.464	299.730	304.339	304.264	304.701	308.347	310.383	309.718
<b>1970</b>	310.813	309.199	311.591	307.184	308.203	304.891	311.066	312.684	311.730	314.279	317.162	320.808
<b>1971</b>	322.011	320.966	320.106	321.186	323.102	322.529	327.721	333.393	331.096	333.125	335.902	343.234
<b>1972</b>	344.550	345.343	347.368	346.063	344.866	342.034	347.436	348.522	350.003	353.657	358.630	363.210
<b>1973</b>	363.032	365.022	367.049	365.050	365.082	362.341	361.412	362.174	362.879	363.359	367.770	371.135
<b>1974</b>	371.231	369.749	373.268	372.194	372.033	369.749	374.441	373.890	374.709	377.461	381.444	388.455
<b>1975</b>	390.946	393.452	404.454	406.397	417.539	420.199	431.968	438.216	442.326	454.355	463.719	470.935
<b>1976</b>	476.140	484.417	491.597	492.602	498.789	499.346	510.940	516.178	517.191	523.226	535.717	538.764
<b>1977</b>	544.309	549.972	555.730	555.010	555.127	551.318	559.013	567.186	571.290	584.502	593.204	599.631
<b>1978</b>	611.501	613.904	620.691	618.836	619.668	619.101	625.557	631.444	632.107	639.392	649.736	660.922
<b>1979</b>	672.496	666.616	668.819	667.314	672.015	668.583	673.501	675.796	678.510	683.528	689.268	702.337
<b>1980</b>	708.295	709.652	720.891	725.976	726.458	722.132	737.941	747.722	753.543	759.170	770.433	784.276
<b>1981</b>	794.009	804.041	819.155	817.096	820.455	819.459	821.678	827.000	834.349	847.136	855.875	869.233
<b>1982</b>	881.730	893.014	903.146	899.265	909.300	915.919	927.622	947.899	968.023	978.071	1000.667	1032.327

**Tabla A.1.12 (cont.):** Valor del Pasivo Total del Estado, \$ (billones de dólares corrientes)

	<b>Ene</b>	<b>Feb</b>	<b>Mar</b>	<b>Abr</b>	<b>May</b>	<b>Jun</b>	<b>Jul</b>	<b>Ago</b>	<b>Sep</b>	<b>Oct</b>	<b>Nov</b>	<b>Dic</b>
<b>1983</b>	1044.341	1057.229	1087.453	1089.195	1108.098	1135.186	1146.641	1165.023	1171.240	1193.778	1201.744	1218.133
<b>1984</b>	1243.465	1266.548	1265.679	1274.154	1290.548	1300.639	1329.457	1352.279	1354.904	1383.109	1395.055	1419.950
<b>1985</b>	1437.865	1447.296	1460.381	1466.864	1493.993	1504.553	1532.802	1546.806	1554.544	1568.583	1616.737	1642.405
<b>1986</b>	1646.567	1663.690	1674.175	1694.594	1713.660	1733.774	1752.039	1770.597	1789.758	1798.638	1836.649	1850.721
<b>1987</b>	1863.092	1884.142	1890.569	1881.383	1906.674	1913.940	1917.150	1951.162	1939.668	1963.677	1989.530	2000.161
<b>1988</b>	2013.747	2032.286	2047.995	2038.358	2054.431	2065.237	2076.731	2101.317	2109.389	2124.471	2129.497	2162.190
<b>1989</b>	2173.197	2190.185	2205.773	2191.941	2221.416	2216.961	2228.252	2264.247	2267.292	2307.037	2324.698	2331.648
<b>1990</b>	2357.094	2373.773	2432.045	2425.445	2446.027	2469.878	2495.617	2540.423	2544.757	2573.440	2610.248	2622.731
<b>1991</b>	2651.484	2684.069	2688.392	2678.342	2716.830	2729.730	2767.249	2793.580	2819.274	2853.363	2885.130	2896.727
<b>1992</b>	2929.364	2951.205	3001.566	3004.942	3036.511	3052.167	3084.927	3117.428	3116.238	3131.180	3185.029	3206.419
<b>1993</b>	3202.969	3227.829	3264.387	3281.045	3308.716	3319.737	3338.353	3387.493	3378.029	3389.224	3450.957	3462.157
<b>1994</b>	3458.531	3492.963	3518.668	3501.904	3524.697	3523.524	3530.166	3579.131	3569.713	3603.210	3638.196	3623.007
<b>1995</b>	3644.759	3680.070	3694.086	3669.011	3711.828	3707.213	3731.786	3750.438	3742.203	3755.608	3788.945	3765.930
<b>1996</b>	3770.197	3813.958	3851.528	3816.777	3830.751	3821.814	3847.377	3871.287	3866.080	3879.127	3920.992	3905.130
<b>1997</b>	3898.960	3930.023	3956.919	3872.450	3895.171	3873.230	3887.822	3913.521	3879.542	3903.475	3928.765	3913.120
<b>1998</b>	3910.957	3934.527	3988.884	3874.593	3879.588	3855.411	3853.878	3887.509	3835.771	3856.186	3875.605	3869.218
<b>1999</b>	3833.342	3853.905	3888.453	3789.047	3788.202	3762.437	3773.737	3799.572	3754.188	3773.583	3794.483	3874.006

Fuente: Elaboración propia como la suma de los datos de las Tablas A.1.9, A.1.10 y A.1.11, expresados en billones de dólares, más la suma de los datos de la Tabla A.1.8.

1. Los datos de esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los datos de la Tabla A.1.8, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.2.1:** *Gross Domestic Product, Y* (billones de dólares corrientes; *seasonally adjusted at annual rates*)

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1959</b>	496.1	509.2	510.2	514.2	<b>1980</b>	2732.9	2736.9	2793.6	2918.8
<b>1960</b>	527.9	527.1	529.9	524.6	<b>1981</b>	3052.6	3086.2	3183.5	3203.1
<b>1961</b>	528.9	539.9	550.3	563.4	<b>1982</b>	3193.8	3248.9	3278.6	3315.6
<b>1962</b>	576.8	583.9	591.0	594.4	<b>1983</b>	3378.5	3489.6	3582.9	3688.8
<b>1963</b>	603.4	612.1	624.9	634.3	<b>1984</b>	3813.4	3909.4	3974.7	4033.5
<b>1964</b>	650.4	659.6	671.2	676.3	<b>1985</b>	4109.7	4170.1	4252.9	4319.3
<b>1965</b>	696.5	709.0	726.2	748.7	<b>1986</b>	4375.3	4415.2	4483.4	4537.5
<b>1966</b>	772.3	781.5	794.8	808.6	<b>1987</b>	4612.3	4695.8	4770.2	4891.6
<b>1967</b>	819.3	823.9	838.7	854.4	<b>1988</b>	4957.0	5066.5	5151.5	5258.3
<b>1968</b>	881.4	905.7	920.9	937.8	<b>1989</b>	5379.0	5461.7	5527.5	5588.0
<b>1969</b>	961.9	977.0	997.2	1005.3	<b>1990</b>	5720.8	5800.0	5844.9	5847.3
<b>1970</b>	1018.2	1034.4	1051.9	1054.2	<b>1991</b>	5886.3	5962.0	6015.9	6080.7
<b>1971</b>	1099.9	1120.6	1140.8	1153.1	<b>1992</b>	6183.6	6276.6	6345.8	6469.8
<b>1972</b>	1192.5	1227.5	1252.0	1289.7	<b>1993</b>	6521.6	6596.7	6655.5	6795.5
<b>1973</b>	1338.4	1374.4	1394.1	1435.3	<b>1994</b>	6887.8	7015.7	7096.0	7217.7
<b>1974</b>	1450.0	1487.6	1514.8	1551.6	<b>1995</b>	7297.5	7342.6	7432.8	7529.3
<b>1975</b>	1567.2	1603.1	1659.9	1710.5	<b>1996</b>	7629.6	7782.7	7859.0	7981.4
<b>1976</b>	1770.3	1803.1	1837.0	1885.3	<b>1997</b>	8125.9	8259.5	8364.5	8453.0
<b>1977</b>	1939.1	2006.6	2067.5	2112.4	<b>1998</b>	8610.6	8683.7	8797.9	8947.6
<b>1978</b>	2150.4	2276.6	2338.5	2418.0	<b>1999</b>	9072.7	9146.2	9297.8	9507.9
<b>1979</b>	2470.9	2529.3	2601.5	2663.8					

Fuente: *U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis* (Tabla 1.1). Estos datos se obtuvieron en su página web, en la dirección de Internet correspondiente a la Sección *National Accounts Data*, <http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>, el día 21/7/2000.

**Tabla A.2.2:** Real Gross Domestic Product, *Q* (billones de dólares de 1996; *seasonally adjusted at annual rates*)

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1959</b>	2273.0	2332.4	2331.4	2339.1	<b>1980</b>	4958.9	4857.8	4850.3	4936.6
<b>1960</b>	2391.0	2379.2	2383.6	2352.9	<b>1981</b>	5032.5	4997.3	5056.8	4997.1
<b>1961</b>	2366.5	2410.8	2450.4	2500.4	<b>1982</b>	4914.3	4935.5	4912.1	4915.6
<b>1962</b>	2544.0	2571.5	2596.8	2603.3	<b>1983</b>	4972.4	5089.8	5180.4	5286.8
<b>1963</b>	2634.1	2668.4	2719.6	2739.4	<b>1984</b>	5402.3	5493.8	5541.3	5583.1
<b>1964</b>	2800.5	2833.8	2872.0	2879.5	<b>1985</b>	5629.7	5673.8	5758.6	5806.0
<b>1965</b>	2950.1	2989.9	3050.7	3123.6	<b>1986</b>	5858.9	5883.3	5937.9	5969.5
<b>1966</b>	3201.1	3213.2	3233.6	3261.8	<b>1987</b>	6013.3	6077.2	6128.1	6234.4
<b>1967</b>	3291.8	3289.7	3313.5	3338.3	<b>1988</b>	6275.9	6349.8	6382.3	6465.2
<b>1968</b>	3406.2	3464.8	3489.2	3504.1	<b>1989</b>	6543.8	6579.4	6610.6	6633.5
<b>1969</b>	3558.3	3567.6	3588.3	3571.4	<b>1990</b>	6716.3	6731.7	6719.4	6664.2
<b>1970</b>	3566.5	3573.9	3605.2	3566.5	<b>1991</b>	6631.4	6668.5	6684.9	6720.9
<b>1971</b>	3666.1	3686.2	3714.5	3723.8	<b>1992</b>	6783.3	6846.8	6899.7	6990.6
<b>1972</b>	3796.9	3883.8	3922.3	3990.5	<b>1993</b>	6988.7	7031.2	7062.0	7168.7
<b>1973</b>	4092.3	4133.3	4117.0	4151.1	<b>1994</b>	7229.4	7330.2	7370.2	7461.1
<b>1974</b>	4119.3	4130.4	4084.5	4062.0	<b>1995</b>	7488.7	7503.3	7561.4	7621.9
<b>1975</b>	4010.0	4045.2	4115.4	4167.2	<b>1996</b>	7676.4	7802.9	7841.9	7931.3
<b>1976</b>	4266.1	4301.5	4321.9	4357.4	<b>1997</b>	8018.7	8115.4	8192.2	8253.2
<b>1977</b>	4410.5	4489.8	4570.6	4576.1	<b>1998</b>	8391.1	8436.3	8515.7	8639.5
<b>1978</b>	4588.9	4765.7	4811.7	4876.0	<b>1999</b>	8717.6	8758.3	8879.8	9037.2
<b>1979</b>	4888.3	4891.4	4926.2	4942.6					

Fuente: *U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis* (Tabla 1.2). Estos datos se obtuvieron en su página web, en la dirección de Internet correspondiente a la Sección *National Accounts Data*, <http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>, el día 21/7/2000.

Tabla A.2.3<sup>1</sup>: Deflactor Implícito del PIB, *P*

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1959</b>	0.218	0.218	0.219	0.220	<b>1980</b>	0.551	0.563	0.576	0.591
<b>1960</b>	0.221	0.222	0.222	0.223	<b>1981</b>	0.607	0.618	0.630	0.641
<b>1961</b>	0.223	0.224	0.225	0.225	<b>1982</b>	0.650	0.658	0.667	0.675
<b>1962</b>	0.227	0.227	0.228	0.228	<b>1983</b>	0.679	0.686	0.692	0.698
<b>1963</b>	0.229	0.229	0.230	0.232	<b>1984</b>	0.706	0.712	0.717	0.722
<b>1964</b>	0.232	0.233	0.234	0.235	<b>1985</b>	0.730	0.735	0.739	0.744
<b>1965</b>	0.236	0.237	0.238	0.240	<b>1986</b>	0.747	0.750	0.755	0.760
<b>1966</b>	0.241	0.243	0.246	0.248	<b>1987</b>	0.767	0.773	0.778	0.785
<b>1967</b>	0.249	0.250	0.253	0.256	<b>1988</b>	0.790	0.798	0.807	0.813
<b>1968</b>	0.259	0.261	0.264	0.268	<b>1989</b>	0.822	0.830	0.836	0.842
<b>1969</b>	0.270	0.274	0.278	0.281	<b>1990</b>	0.852	0.862	0.870	0.877
<b>1970</b>	0.285	0.289	0.292	0.296	<b>1991</b>	0.888	0.894	0.900	0.905
<b>1971</b>	0.300	0.304	0.307	0.310	<b>1992</b>	0.912	0.917	0.920	0.925
<b>1972</b>	0.314	0.316	0.319	0.323	<b>1993</b>	0.933	0.938	0.942	0.948
<b>1973</b>	0.327	0.333	0.339	0.346	<b>1994</b>	0.953	0.957	0.963	0.967
<b>1974</b>	0.352	0.360	0.371	0.382	<b>1995</b>	0.974	0.979	0.983	0.988
<b>1975</b>	0.391	0.396	0.403	0.410	<b>1996</b>	0.994	0.997	1.002	1.006
<b>1976</b>	0.415	0.419	0.425	0.433	<b>1997</b>	1.013	1.018	1.021	1.024
<b>1977</b>	0.440	0.447	0.452	0.462	<b>1998</b>	1.026	1.029	1.033	1.036
<b>1978</b>	0.469	0.478	0.486	0.496	<b>1999</b>	1.041	1.044	1.047	1.052
<b>1979</b>	0.505	0.517	0.528	0.539					

Fuente: Elaboración propia. Los valores que se presentan en esta tabla se calculan como el cociente de los datos que se presentan en las Tablas A.2.1 y A.2.2.

1. Los datos de esta tabla se presentan con un número de decimales equivalente al de los datos de *PC* (Tabla A.2.4), aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

Tabla A.2.4<sup>1</sup>: PC

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1959</b>	28.9	29.0	29.2	29.4	<b>1980</b>	78.9	81.8	83.3	85.5
<b>1960</b>	29.4	29.5	29.6	29.8	<b>1981</b>	87.8	89.8	92.4	93.7
<b>1961</b>	29.8	29.8	30.0	30.0	<b>1982</b>	94.5	95.9	97.7	97.9
<b>1962</b>	30.1	30.2	30.3	30.4	<b>1983</b>	97.9	99.1	100.3	101.2
<b>1963</b>	30.4	30.5	30.7	30.8	<b>1984</b>	102.3	103.4	104.5	105.3
<b>1964</b>	30.9	30.9	31.1	31.2	<b>1985</b>	106.0	107.3	108.0	109.0
<b>1965</b>	31.2	31.5	31.6	31.7	<b>1986</b>	109.2	109.0	109.8	110.4
<b>1966</b>	32.0	32.3	32.6	32.9	<b>1987</b>	111.6	113.1	114.4	115.4
<b>1967</b>	32.9	33.2	33.5	33.8	<b>1988</b>	116.1	117.5	119.1	120.3
<b>1968</b>	34.2	34.5	35.0	35.4	<b>1989</b>	121.7	123.7	124.7	125.9
<b>1969</b>	35.8	36.4	37.0	37.5	<b>1990</b>	128.0	129.3	131.6	133.7
<b>1970</b>	38.0	38.6	39.1	39.6	<b>1991</b>	134.8	135.6	136.7	137.7
<b>1971</b>	39.9	40.3	40.8	41.0	<b>1992</b>	138.7	139.8	140.9	141.9
<b>1972</b>	41.3	41.6	42.0	42.4	<b>1993</b>	143.1	144.2	144.8	145.8
<b>1973</b>	28.9	29.0	29.2	29.4	<b>1994</b>	146.7	147.6	148.9	149.6
<b>1974</b>	29.4	29.5	29.6	29.8	<b>1995</b>	150.9	152.2	152.9	153.6
<b>1975</b>	42.9	43.9	44.9	45.9	<b>1996</b>	155.0	156.5	157.4	158.5
<b>1976</b>	47.2	48.5	50.0	51.5	<b>1997</b>	159.6	160.2	160.8	161.5
<b>1977</b>	52.4	53.2	54.4	55.2	<b>1998</b>	161.9	162.8	163.4	164.0
<b>1978</b>	55.8	56.5	57.4	58.0	<b>1999</b>	164.6	166.2	167.2	168.3
<b>1979</b>	59.0	60.3	61.2	61.9					

Fuente: Elaboración propia. Los datos de esta tabla se obtienen como medias geométricas simples de los datos de la Tabla A.1.1.

1. Los datos de esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los datos de la Tabla A.1.1, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.2.5<sup>1</sup>: r**

	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>		<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>
<b>1985</b>	0.0814	0.0762	0.0760	0.0779	<b>1993</b>	0.0299	0.0296	0.0301	0.0295
<b>1986</b>	0.0754	0.0669	0.0602	0.0608	<b>1994</b>	0.0316	0.0386	0.0439	0.0504
<b>1987</b>	0.0603	0.0644	0.0662	0.0669	<b>1995</b>	0.0565	0.0585	0.0563	0.0556
<b>1988</b>	0.0645	0.0691	0.0768	0.0813	<b>1996</b>	0.0522	0.0511	0.0517	0.0515
<b>1989</b>	0.0902	0.0928	0.0869	0.0826	<b>1997</b>	0.0514	0.0538	0.0539	0.0536
<b>1990</b>	0.0793	0.0792	0.0784	0.0746	<b>1998</b>	0.0537	0.0535	0.0539	0.0475
<b>1991</b>	0.0623	0.0570	0.0549	0.0470	<b>1999</b>	0.0462	0.0464	0.0497	0.0517
<b>1992</b>	0.0394	0.0370	0.0320	0.0299					

Fuente: Elaboración propia. Los datos de esta tabla se obtienen como medias aritméticas simples de los datos de la Tabla A.1.3.

1. Los datos de esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los datos de la Tabla A.1.3, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.2.6<sup>1</sup>: i**

	<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>		<b>I</b>	<b>II</b>	<b>III</b>	<b>IV</b>
<b>1985</b>	0.1096	0.1027	0.0984	0.0931	<b>1993</b>	0.0609	0.0582	0.0546	0.0545
<b>1986</b>	0.0821	0.0733	0.0705	0.0701	<b>1994</b>	0.0589	0.0684	0.0708	0.0754
<b>1987</b>	0.0695	0.0801	0.0850	0.0873	<b>1995</b>	0.0722	0.0641	0.0613	0.0573
<b>1988</b>	0.0808	0.0854	0.0871	0.0858	<b>1996</b>	0.0574	0.0650	0.0656	0.0615
<b>1989</b>	0.0881	0.0841	0.0779	0.0761	<b>1997</b>	0.0636	0.0648	0.0606	0.0574
<b>1990</b>	0.0809	0.0832	0.0835	0.0806	<b>1998</b>	0.0544	0.0545	0.0507	0.0456
<b>1991</b>	0.0771	0.0782	0.0764	0.0709	<b>1999</b>	0.0486	0.0539	0.0572	0.0596
<b>1992</b>	0.0705	0.0712	0.0641	0.0653					

Fuente: Elaboración propia. Los datos de esta tabla se obtienen como medias aritméticas simples de los datos de la Tabla A.1.5.

1. Los datos de esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los datos de la Tabla A.1.5, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

Tabla A.2.7<sup>1</sup>: M2

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1985</b>	2353.52	2395.40	2449.21	2490.17	<b>1993</b>	3425.01	3446.70	3458.93	3490.60
<b>1986</b>	2519.44	2586.19	2653.49	2717.26	<b>1994</b>	3492.38	3506.49	3502.61	3511.56
<b>1987</b>	2752.62	2777.23	2795.78	2831.07	<b>1995</b>	3506.42	3543.91	3603.88	3646.68
<b>1988</b>	2875.71	2931.47	2960.14	2991.24	<b>1996</b>	3684.41	3730.74	3763.02	3809.66
<b>1989</b>	3003.05	3022.99	3080.51	3146.72	<b>1997</b>	3852.00	3896.93	3952.50	4024.83
<b>1990</b>	3187.17	3214.79	3246.82	3277.85	<b>1998</b>	4101.89	4175.37	4239.47	4366.89
<b>1991</b>	3314.51	3352.40	3360.67	3379.77	<b>1999</b>	4452.38	4510.84	4557.09	4632.37
<b>1992</b>	3403.00	3410.02	3409.21	3442.49					

Fuente: Elaboración propia. Los datos de esta tabla se obtienen como medias geométricas simples de los datos de la Tabla A.1.6.

1. Los datos en esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los de la Tabla A.1.6, aunque en los cálculos numéricos de la investigación se emplean diez decimales.

Tabla A.2.8<sup>1</sup>: B

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1985</b>	188.029	192.782	198.449	203.014	<b>1993</b>	354.525	364.777	374.577	385.190
<b>1986</b>	204.144	209.893	215.869	221.827	<b>1994</b>	392.007	401.693	409.650	417.543
<b>1987</b>	225.081	230.232	234.169	239.380	<b>1995</b>	421.417	429.413	431.320	434.598
<b>1988</b>	241.566	247.511	252.680	256.549	<b>1996</b>	433.753	437.718	444.454	450.371
<b>1989</b>	257.213	260.448	263.294	266.836	<b>1997</b>	454.338	459.233	466.845	477.260
<b>1990</b>	270.115	277.170	284.330	291.893	<b>1998</b>	483.229	488.576	497.898	510.929
<b>1991</b>	299.393	304.500	309.139	315.853	<b>1999</b>	521.018	531.910	544.317	575.656
<b>1992</b>	321.130	328.901	336.900	348.664					

Fuente: Elaboración propia. Los datos se obtienen como medias geométricas simples de los datos de la Tabla A.1.7.

1. Los datos se presentan con el mismo número de decimales que los de la Tabla A.1.7, aunque en los cálculos numéricos se emplean diez decimales.

Tabla A.2.9<sup>1</sup>: S

	I	II	III	IV		I	II	III	IV
<b>1985</b>	1448.485	1488.385	1544.691	1608.949	<b>1993</b>	3231.630	3303.126	3367.891	3433.962
<b>1986</b>	1661.438	1713.935	1770.731	1828.536	<b>1994</b>	3489.967	3516.693	3559.607	3621.443
<b>1987</b>	1879.231	1900.614	1935.942	1984.397	<b>1995</b>	3672.913	3695.967	3741.468	3770.135
<b>1988</b>	2031.294	2052.646	2095.766	2138.654	<b>1996</b>	3811.749	3823.110	3861.568	3901.711
<b>1989</b>	2189.678	2210.068	2253.194	2321.105	<b>1997</b>	3928.563	3880.269	3893.601	3915.106
<b>1990</b>	2387.422	2447.049	2526.834	2602.055	<b>1998</b>	3944.655	3869.850	3858.993	3866.995
<b>1991</b>	2674.597	2708.212	2793.287	2878.348	<b>1999</b>	3858.500	3779.875	3775.787	3813.780
<b>1992</b>	2960.558	3031.143	3106.161	3174.051					

Fuente: Elaboración propia. Los datos se obtienen como medias geométricas simples de los datos de la Tabla A.1.12.

1. Los datos se presentan con el mismo número de decimales que los de la Tabla A.1.12, aunque en los cálculos numéricos de la investigación se emplean diez decimales.

Tabla A.3.1<sup>1</sup>: *YN* (millones de dólares corrientes), *QN* (billones de dólares de 1958) y *PN*

	<i>YN</i>	<i>QN</i>	<i>PN</i>		<i>YN</i>	<i>QN</i>	<i>PN</i>		<i>YN</i>	<i>QN</i>	<i>PN</i>
<b>1889</b>			25.9	<b>1917</b>	60400	135.2	45.0	<b>1945</b>	211945	355.2	59.7
<b>1890</b>			25.4	<b>1918</b>	76400	151.8	52.6	<b>1946</b>	208509	312.6	66.7
<b>1891</b>			24.9	<b>1919</b>	84000	146.4	53.8	<b>1947</b>	231323	309.9	74.6
<b>1892</b>			24.0	<b>1920</b>	91500	140.0	61.3	<b>1948</b>	257562	323.7	79.6
<b>1893</b>			24.5	<b>1921</b>	69600	127.8	52.2	<b>1949</b>	256484	324.1	79.1
<b>1894</b>			23.0	<b>1922</b>	74100	148.0	49.5	<b>1950</b>	284769	355.3	80.2
<b>1895</b>			22.7	<b>1923</b>	85100	165.9	50.7	<b>1951</b>	328404	383.4	85.6
<b>1896</b>			22.1	<b>1924</b>	84700	165.5	50.1	<b>1952</b>	345498	395.1	87.5
<b>1897</b>			22.2	<b>1925</b>	93100	179.4	51.0	<b>1953</b>	364593	412.8	88.3
<b>1898</b>			22.9	<b>1926</b>	97000	190.0	51.2	<b>1954</b>	364841	407.0	89.6
<b>1999</b>			23.6	<b>1927</b>	94900	189.8	50.0	<b>1955</b>	397960	438.0	90.9
<b>1900</b>			24.7	<b>1928</b>	97000	190.9	50.4	<b>1956</b>	419238	446.1	94.0
<b>1901</b>			24.5	<b>1929</b>	103095	203.6	50.6	<b>1957</b>	441134	452.5	97.5
<b>1902</b>			25.4	<b>1930</b>	90367	183.5	49.3	<b>1958</b>	447334	447.3	100.0
<b>1903</b>			25.7	<b>1931</b>	75820	169.3	44.8	<b>1959</b>	483663	475.9	101.6
<b>1904</b>			26.0	<b>1932</b>	58049	144.2	40.2	<b>1960</b>	503734	487.7	103.3
<b>1905</b>			26.5	<b>1933</b>	55601	141.5	39.3	<b>1961</b>	520097	497.2	104.6
<b>1906</b>			27.2	<b>1934</b>	65054	154.3	42.2	<b>1962</b>	560325	529.8	105.8
<b>1907</b>			28.3	<b>1935</b>	72247	169.5	42.6	<b>1963</b>	590503	551.0	107.2
<b>1908</b>			28.1	<b>1936</b>	82481	193.0	42.7	<b>1964</b>	632410	581.1	108.8
<b>1909</b>	33400	116.8	29.1	<b>1937</b>	90446	203.2	44.5	<b>1965</b>	684884	617.8	110.9
<b>1910</b>	35300	120.1	29.9	<b>1938</b>	84670	192.9	43.9	<b>1966</b>	749857	658.1	113.9
<b>1911</b>	35800	123.2	29.7	<b>1939</b>	90494	209.4	43.2	<b>1967</b>	793927	675.2	117.6
<b>1912</b>	39400	130.2	30.9	<b>1940</b>	99678	227.2	43.9	<b>1968</b>	864202	706.6	122.3
<b>1913</b>	39600	131.4	31.1	<b>1941</b>	124540	263.7	47.2	<b>1969</b>	929095	724.7	128.2
<b>1914</b>	38600	125.6	31.4	<b>1942</b>	157910	297.8	53.0	<b>1970</b>	974126	720.0	135.3
<b>1915</b>	40000	124.5	32.5	<b>1943</b>	191592	337.1	56.8				
<b>1916</b>	48300	134.3	36.5	<b>1944</b>	210104	361.3	58.2				

Fuente: Nelson y Plosser (1982). Los datos se obtuvieron por correspondencia electrónica con C.R. Nelson (cnelson@u.washington.edu) el día 01/4/04.

Tabla A.3.2<sup>1</sup>:  $Y$  (billones de dólares corrientes),  $Q$  (billones de dólares de 1996) y  $P$ 

	$Y$	$Q$	$P$		$Y$	$Q$	$P$
<b>1959</b>	507.4	2319.0	0.219	<b>1980</b>	2795.6	4900.9	0.570
<b>1960</b>	527.4	2376.7	0.222	<b>1981</b>	3131.3	5021.0	0.624
<b>1961</b>	545.7	2432.0	0.224	<b>1982</b>	3259.2	4919.3	0.663
<b>1962</b>	586.5	2578.9	0.227	<b>1983</b>	3534.9	5132.3	0.689
<b>1963</b>	618.7	2690.4	0.230	<b>1984</b>	3932.7	5505.2	0.714
<b>1964</b>	664.4	2846.5	0.233	<b>1985</b>	4213.0	5717.1	0.737
<b>1965</b>	720.1	3028.5	0.238	<b>1986</b>	4452.9	5912.4	0.753
<b>1966</b>	789.3	3227.5	0.245	<b>1987</b>	4742.5	6113.3	0.776
<b>1967</b>	834.1	3308.3	0.252	<b>1988</b>	5108.3	6368.4	0.802
<b>1968</b>	911.5	3466.1	0.263	<b>1989</b>	5489.1	6591.8	0.833
<b>1969</b>	985.3	3571.4	0.276	<b>1990</b>	5803.2	6707.9	0.865
<b>1970</b>	1039.7	3578.0	0.291	<b>1991</b>	5986.2	6676.4	0.897
<b>1971</b>	1128.6	3697.7	0.305	<b>1992</b>	6318.9	6880.0	0.918
<b>1972</b>	1240.4	3898.4	0.318	<b>1993</b>	6642.3	7062.6	0.940
<b>1973</b>	1385.5	4123.4	0.336	<b>1994</b>	7054.3	7347.7	0.960
<b>1974</b>	1501.0	4099.0	0.366	<b>1995</b>	7400.5	7543.8	0.981
<b>1975</b>	1635.2	4084.4	0.400	<b>1996</b>	7813.2	7813.2	1.000
<b>1976</b>	1823.9	4311.7	0.423	<b>1997</b>	8300.8	8144.8	1.019
<b>1977</b>	2031.4	4511.8	0.450	<b>1998</b>	8759.9	8495.7	1.031
<b>1978</b>	2295.9	4760.6	0.482	<b>1999</b>	9256.1	8848.2	1.046
<b>1979</b>	2566.4	4912.1	0.522				

Fuente: La fuente de las series  $Y$  y  $Q$  es *U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis* (Tablas 1.1 y 1.2 respectivamente). Estos datos se obtuvieron en su página web, en la dirección de Internet correspondiente a la Sección *National Accounts Data*, <http://www.bea.doc.gov/bea/dn1.htm>, el día 21/7/2000. La serie  $P$  es de elaboración propia y sus valores se calculan como el cociente de los valores de  $Y$  y  $Q$ .

1. Los datos de  $P$  se presentan con un número de decimales equivalente al de los datos de  $PC$  (Tabla A.3.2), aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.3.3<sup>1</sup>: PC**

	<i>PC</i>		<i>PC</i>		<i>PC</i>		<i>PC</i>
<b>1959</b>	29.1	<b>1970</b>	38.8	<b>1981</b>	90.9	<b>1992</b>	140.3
<b>1960</b>	29.6	<b>1971</b>	40.5	<b>1982</b>	96.5	<b>1993</b>	144.5
<b>1961</b>	29.9	<b>1972</b>	41.8	<b>1983</b>	99.6	<b>1994</b>	148.2
<b>1962</b>	30.2	<b>1973</b>	44.4	<b>1984</b>	103.9	<b>1995</b>	152.4
<b>1963</b>	30.6	<b>1974</b>	49.3	<b>1985</b>	107.6	<b>1996</b>	156.8
<b>1964</b>	31.0	<b>1975</b>	53.8	<b>1986</b>	109.6	<b>1997</b>	160.5
<b>1965</b>	31.5	<b>1976</b>	56.9	<b>1987</b>	113.6	<b>1998</b>	163.0
<b>1966</b>	32.5	<b>1977</b>	60.6	<b>1988</b>	118.2	<b>1999</b>	166.6
<b>1967</b>	33.4	<b>1978</b>	65.2	<b>1989</b>	124.0		
<b>1968</b>	34.8	<b>1979</b>	72.5	<b>1990</b>	130.6		
<b>1969</b>	36.7	<b>1980</b>	82.4	<b>1991</b>	136.2		

Fuente: Elaboración propia. Los datos de esta tabla se obtienen como medias geométricas simples de los datos de la Tabla A.1.1

1. Los datos de esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los datos de la Tabla A.1.1, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

**Tabla A.3.4<sup>1</sup>: *r* e *i***

	<i>r</i>	<i>i</i>		<i>r</i>	<i>i</i>		<i>r</i>	<i>i</i>
<b>1959</b>	0.0325	0.0424	<b>1973</b>	0.0836	0.0662	<b>1987</b>	0.0644	0.0805
<b>1960</b>	0.0316	0.0403	<b>1974</b>	0.0998	0.0729	<b>1988</b>	0.0729	0.0848
<b>1961</b>	0.0194	0.0381	<b>1975</b>	0.0566	0.0768	<b>1989</b>	0.0882	0.0816
<b>1962</b>	0.0267	0.0387	<b>1976</b>	0.0492	0.0734	<b>1990</b>	0.0779	0.0820
<b>1963</b>	0.0313	0.0392	<b>1977</b>	0.0539	0.0716	<b>1991</b>	0.0553	0.0756
<b>1964</b>	0.0344	0.0410	<b>1978</b>	0.0763	0.0807	<b>1992</b>	0.0346	0.0677
<b>1965</b>	0.0399	0.0419	<b>1979</b>	0.1060	0.0902	<b>1993</b>	0.0298	0.0571
<b>1966</b>	0.0498	0.0481	<b>1980</b>	0.1249	0.1085	<b>1994</b>	0.0411	0.0684
<b>1967</b>	0.0413	0.0495	<b>1981</b>	0.1515	0.1302	<b>1995</b>	0.0567	0.0637
<b>1968</b>	0.0550	0.0549	<b>1982</b>	0.1154	0.1221	<b>1996</b>	0.0516	0.0624
<b>1969</b>	0.0788	0.0646	<b>1983</b>	0.0870	0.1053	<b>1997</b>	0.0532	0.0616
<b>1970</b>	0.0693	0.0709	<b>1984</b>	0.0973	0.1172	<b>1998</b>	0.0521	0.0513
<b>1971</b>	0.0455	0.0598	<b>1985</b>	0.0779	0.1009	<b>1999</b>	0.0485	0.0548
<b>1972</b>	0.0433	0.0602	<b>1986</b>	0.0658	0.0740			

Fuente: Elaboración propia. Los datos de *r* e *i* se obtienen como medias aritméticas simples de los datos presentados en las Tablas A.1.3 y A.1.5 respectivamente.

1: los datos se presentan con el mismo número de decimales que los datos de las Tablas A.1.3 y A.1.5 respectivamente, aunque en los cálculos numéricos de esta investigación se emplean diez decimales.

Tabla A.3.5<sup>1</sup>: *M2*, *B* y *S*

	<i>M2</i>	<i>B</i>	<i>S</i>		<i>M2</i>	<i>B</i>	<i>S</i>
<b>1959</b>	293.22	40.79	257.943	<b>1980</b>	1541.00	136.78	738.512
<b>1960</b>	304.25	40.83	258.275	<b>1981</b>	1680.35	145.30	827.208
<b>1961</b>	324.76	41.17	258.843	<b>1982</b>	1834.36	154.37	937.004
<b>1962</b>	349.99	42.33	265.633	<b>1983</b>	2058.99	169.19	1133.490
<b>1963</b>	379.46	43.90	269.879	<b>1984</b>	2223.75	182.27	1321.829
<b>1964</b>	409.25	46.07	274.433	<b>1985</b>	2421.52	195.49	1521.435
<b>1965</b>	442.39	48.26	276.409	<b>1986</b>	2618.05	212.83	1742.544
<b>1966</b>	471.33	50.76	277.968	<b>1987</b>	2789.03	232.16	1924.637
<b>1967</b>	503.39	53.12	278.803	<b>1988</b>	2939.33	249.51	2079.182
<b>1968</b>	545.16	56.47	294.386	<b>1989</b>	3062.81	261.92	2242.951
<b>1969</b>	578.65	59.87	308.217	<b>1990</b>	3231.48	280.76	2489.524
<b>1970</b>	601.28	63.31	311.607	<b>1991</b>	3351.75	307.16	2762.486
<b>1971</b>	673.99	67.62	327.788	<b>1992</b>	3416.15	333.74	3066.934
<b>1972</b>	757.70	72.20	349.256	<b>1993</b>	3455.23	369.59	3333.305
<b>1973</b>	831.69	78.28	364.682	<b>1994</b>	3503.25	405.11	3546.581
<b>1974</b>	880.67	84.91	374.850	<b>1995</b>	3574.81	429.16	3719.927
<b>1975</b>	963.36	90.78	427.110	<b>1996</b>	3746.68	441.53	3849.373
<b>1976</b>	1086.48	97.97	506.720	<b>1997</b>	3931.03	464.34	3904.340
<b>1977</b>	1221.64	106.01	565.265	<b>1998</b>	4219.79	495.05	3884.970
<b>1978</b>	1322.98	115.85	628.410	<b>1999</b>	4537.69	542.85	3806.841
<b>1979</b>	1426.37	125.65	676.490				

Fuente: Elaboración propia. Las series anuales *M2*, *B* y *S* se obtienen como medias geométricas simples de las series presentadas en las Tablas A.1.6, A.1.7 y A.1.12 respectivamente.

1: los datos en esta tabla se presentan con el mismo número de decimales que los de las Tablas A.1.6, A.1.7 y A.1.12, aunque en los cálculos numéricos de la investigación se emplean diez decimales.

---

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

---

- Balke, N.S. y R.J. Gordon.1986. *The American Business Cycle: Continuity and Change*. R.J.Gordon, Chicago: Chicago University Press, Historical Data.
- Balke, N.S. y R.J. Gordon.1989. The Estimation of Prewar Gross National Product: Methodology and New Evidence. *Journal of Political Economy*, 97(1):38-92.
- Bartlett, M.S.1937. Properties of Sufficiency and Statistical Tests. *Proceedings of the Royal Statistical Society, Series A* 160:268–282.
- Bernanke, B.S. y A.S. Blinder.1992. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, 82(4):901-921.
- Bernanke, B.S. y F.S. Mishkin.1997. Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy? *Journal of Economics Perspectives*, 11(2):97-116.
- Bernanke, B.S. e I. Mihov.1998. Measuring Monetary Policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3):869-902.
- 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. y G.C. Tiao.1975. Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349):70-79.
- 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.
- Brajín, S.M.2004. *Inflación, Tipos de Interés de Intervención y Comportamiento de Algunos Bancos Centrales*, Tesis Doctoral en Elaboración, Departamento de Economía Cuantitativa, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.
- Cabo, G.1996. *Integración de Contabilidad Nacional Anual e Indicadores Trimestrales: Metodologías de Trimestralización, el Caso Español, y una Alternativa*. Tesis Doctoral, Departamento de Economía Cuantitativa, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.
- Campbell, J.Y. y N.G. Mankiw.1987. Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 77: 111-117.
- Christiano, L.J. y M. Eichenbaum.1990. Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32:7-62.

- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler.1999. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4):1661-1707.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler.2000. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The 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(366):427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller.1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4):1057-1072.
- Diebold, F. y A.S. Senhadji.1996. The Uncertain Unit Root in Real GNP: Comment. *American Economic Review*, 86(5):1291-1298.
- Engle, R.B. y C.W.J. Granger.1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2):251-276.
- Friedman, B.M. y K.N. Kuttner.1992. Money, Income, Prices, and Interest Rates. *The American Economic Review*, 82(3):472-492.
- Friedman, M. y A. J. Schwartz.1963. *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Fuhrer, J. y G. Moore.1995. Inflation Persistence. *The 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, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.
- Gallego, J.L. y A.B. Treadway.1996. The General Seasonal ARIMA Family of Stochastic Processes. Documento de Trabajo 96.01, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria.
- Hafer, R.W. y D.W.Jansen.1991. The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2):155-168.

Hosking, J.R.M.1980. The Multivariate Pormanteau Statistic. *Journal of the American Statistical Association*, 75(371):602-608.

Im, K.S., M.H. Pesaran y Y. Shin.2002. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, forthcoming,  
<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/Imfinal.pdf> .

Jenkins, G.M. y A.S. Alavi.1981. Some Aspects of Modelling and Forecasting Multivariate Time Series. *Journal of Time Series Analysis*, 2(1):1-47.

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.

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.

Lebergott, S.1964. *Manpower in Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.

Lee, H. y J. Wu.2001. Mean Reversion of Inflation Rates: Evidence form 13 OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 23(3): 477-487.

Levin, A. y C. Lin.1992. Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. Discussion Paper 92-23, University of California, San Diego.

Ljung, G.M. y G.E.P. Box.1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2):297-303.

Maddison, A.1995. *Monitoring the World Economy 1820-1992*. OECD, Paris.

Martín, R. y A.B. Treadway.1997. The Fed Controls Only One of the Two Interest Rates in the U.S. Economy. Documento de Trabajo 9716, Instituto Complutense de Análisis Económico, Universidad Complutense de Madrid.

Martín, R.1998. *La Reserva Federal Controla Sólo Uno de los Dos Tipos de Interés de la Economía de Estados Unidos*. Tesis Doctoral, Departamento de Economía Cuantitativa, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.

Mauricio, J.A.1995. Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429):282-291.

Mauricio, J.A.1996. Some Computational Aspects of Exact Maximum Likelihood Estimation of Time Series Models. *COMPSTAT 1996 – Proceedings on Computational Statistics*. A. Prat (ed.), Heidelberg: Physica-Verlag: 361-366.

- Melard, G.1984. Algorithm AS196: A Fast Algorithm for Exact Likelihood of Autorregressive Moving Average Models. *Applied Statistics*, 33 (1):104-111.
- Miyao, R.1996. Does a Cointegrating M2 Demand Relation Really Exist in the United States? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(3):365-380.
- Murray, C.J. y C.R. Nelson.2000. The Uncertain Unit Root in U.S. GDP. *Journal of Monetary Economics*, 46(1):79-95.
- Nelson, C.R.1972. The Prediction Performance of the FRB-MIT-PENN Model of the U.S. Economy. *The American Economic Review*, 62(5):902-917.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser.1982. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2):139-162.
- Peña, D.1990/91. Cointegración y Reducción de Dimensionalidad en Series Temporales Multivariantes. *Cuadernos Económicos del I.C.E.*, 44:110-126.
- Perron, P.1989. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6):1361-1401.
- Perron, P.1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2):335-385.
- Perron, P. y T.J. Vogelsang.1992. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economics Statistics*, 10(3):301-320.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron.1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Phillips, P.C.B.1991. Optimal Inference in Cointegrated Systems. *Econometrica*, 59(2): 283-306.
- Romer, C.D.1989. The Prewar Business Cycle Reconsidered: New Estimates of Gross National Product, 1869-1908. *Journal of Political Economy*, 97(1):1-37.
- Rudebusch, G.D.1992. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: A Re-Examination. *International Economic Review*, 33(3):661-680.
- Rudebusch, G.D.1995. Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics*,35(2):245-274.
- Rudebusch, G.D.2002. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Economics*, 49(6):1161-1187.
- Shin, D.W. y W.A. Fuller.1998. Unit Root Test Based on Unconditional Maximum Likelihood Estimation for the Autoregressive Moving Average. *Journal of Time Series Analysis*, 19(5):591-599.

Stock, J.H.1994. Unit Roots, Structural Breaks and Trends. *Handbook of Econometrics, Volume 1*. B.M. Friedman y D.L. McFadden (eds.), North- Holland. Capítulo 46.

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 Exchanges during the Post-Bretton Woods Period. *Journal of International Economics*, 46:281-312.

Tiao, G.C. y G.E.P. Box.1981. Modeling Multiple Time Series with Applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76(376):802-816.

Zivot, E. y D. Andrews.1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3):251-270.