

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS
Departamento de Economía Cuantitativa



**ESTUDIOS ECONÓMICOS DE LAS SERIES
TEMPORALES DE LA INDUSTRIA ESPAÑOLA**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR
PRESENTADA POR
Maria Silvia Muñoz Polo

Bajo la dirección del doctor:
Arthur B. Treadway

Madrid, 2001

ISBN: 84-669-2267-9

T 24986

**ESTUDIOS ECONOMÉTRICOS
DE LAS
SERIES TEMPORALES
DE LA
INDUSTRIA ESPAÑOLA**



UNIVERSIDAD COMPLUTENSE



5314016144

TESIS DOCTORAL

M. Silvia Muñoz Polo

Director: Arthur B. Treadway

Universidad Complutense de Madrid

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Departamento de Economía Cuantitativa

24986

2000



UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

618676005
A25850337

AGRADECIMIENTOS

Quiero expresar mi más sincera gratitud al Profesor Arthur B. Treadway. Su generosa dedicación, rigor y exigencia han sido para mí un constante estímulo en estos cuatro años. En el terreno personal he encontrado a un amigo que me ha enseñado mucho más que Análisis de Series Temporales. Gracias Maestro.

El profesor J. Alberto Mauricio me ha facilitado sus programas de estimación de modelos univariantes y multivariantes, y el apoyo técnico para su correcto manejo. Raquel del Río, Gema de Cabo y Silvia Relloso me ayudaron en la búsqueda de muchas de las series que he investigado. Os agradezco vuestra ayuda.

Los profesores Rafael Flores de Frutos, Alfonso Novales, Mercedes Gracia y Emilio Cerdá, que me brindaron la oportunidad de continuar mis estudios de Doctorado en el Departamento. Gracias por vuestra confianza e interés en mi trabajo.

Mis amigos y compañeros Lorenzo Pascual, Ana Lainez, Rafaela Pérez, Sonia Benito, Steve Joseph, Javier Alfaro, Fernando Alcalde, Inmaculada Fiteni, Amalia Morales, Luis Nuño, Antonio Rodríguez, Eva Presa, Juan Delgado, Consuelo Valbuena, Ana B. Herrero, Teresa González, Gustavo Marrero y Francisco André, han sabido comprenderme y apoyarme en los momentos más difíciles. Gracias a todos.

Quiero agradecer a mi familia el apoyo que he recibido durante estos cuatro años. Mi madre ha sabido entender cada uno de mis días, siempre con la esperanza de verme acabar. La sonrisa de mi sobrina Patricia me ha hecho olvidar muchos de los obstáculos del camino. Un recuerdo muy especial va dirigido a mis tíos Vicente y Luis Polo. Ellos supieron mucho antes que yo que esta tesis iba a ser escrita.

ÍNDICE

Capítulo 1: Introducción	1
1.1 Datos Disponibles y Datos Analizados	4
1.2 Metodología Empleada en la Investigación	5
1.3 Análisis Univariantes de Series Temporales de la Industria	5
1.4 La Calidad de la Previsión del Grado de Utilización de la Capacidad Productiva	6
1.5 Comparación de Indicadores de Empleo	7
1.6 Efectos de la Cantidad Nominal de Dinero MI sobre las Variables Industriales	8
1.7 Mapa de Contenidos	10
Capítulo 2: Descripción de la Metodología Empleada	11
2.1 Nociones Básicas	11
2.1.1 Series Temporales Deterministas	12
2.1.2 Proceso Estocástico de Ruido Blanco	13
2.1.3 Función Lineal de Transferencia (FLT)	13
2.1.4 Transformaciones No Lineales Contemporáneas	15
2.2 Representaciones Univariantes de Series Temporales	15
2.2.1 Modelo $ARIMA(p,d,q)$	15
2.2.2 Modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$	17
2.2.3 Modelo Univariante General (U)	18
2.2.3.1 Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG)	19

2.2.3.2 Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ y MEG con Intervención	22
2.3 Construcción de Modelos Univariantes de Series Temporales	23
2.3.1 Construcción de Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y MEG	23
2.3.2 Contrastación de Hipótesis	25
2.3.2.1 Hipótesis de No Invertibilidad	25
2.3.2.2 Hipótesis de No Estacionariedad	27
2.3.3 Análisis de Influencia de los Parámetros de Intervención	29
2.4 Tratamiento de Variables Ligadas por una Identidad	29
2.5 Representación del Modelo de Transferencia de un Sólo Output (UT)	34
2.6 Construcción de Modelos de Transferencia de un Sólo Output	35
Capítulo 3: Exploración Univariante Inicial	39
3.1 Producción: Índice General de Producción Industrial (Q)	41
3.2 Uso del Capital: Grado de Utilización (U), Previsión del Grado de Utilización (PU) y Error en la Previsión del Grado de Utilización ($ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$) de la Capacidad Productiva	43
3.3 Empleo	47
3.3.1 Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$)	47
3.3.2 Ocupados (ES), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (AS) y Diferencia ($EE \equiv ES - AS$)	49
3.4 Salarios	51
3.4.1 Incremento Salarial Trimestral Porcentual en Convenios Colectivos de Trabajo (W)	52

3.4.2 Ganancia Media por Trabajador y Mes (WR , WRA , WRB), Ganancia Media por Hora Trabajada (SR , SRA , SRB) y Número Medio de Horas Trabajadas por Trabajador y Mes (H , $HR \equiv WR/SR$, $HRA \equiv WRA/SRA$, $HRB \equiv WRB/SRB$)	52
3.5 Financiación: Crédito a Otros Sectores Residentes. Financiación por Actividades Productivas. Industria (C)	57
3.6 Conflictividad Laboral: Jornadas No Trabajadas por Huelgas (JH)	59
3.7 Precios	60
3.7.1 Índice General de Precios Industriales (P)	60
3.7.2 Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales (B)	61
3.8 Sector Exterior	62
3.8.1 Exportaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes (YX), a precios constantes (QX) y Precios de Exportaciones de Productos Industriales Terminados ($PX \equiv (YX/QX) \cdot 100$)	62
3.8.2 Importaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes (YM), a precios constantes (QM) y Precios de Importaciones de Productos Industriales Terminados ($PM \equiv (YM/QM) \cdot 100$)	65
3.9 Conclusiones	67
Apéndice E.3 Algunos Experimentos Fallidos	73
Apéndice T.3 Tablas: Análisis Univariante con Intervención	75
Apéndice G.3 Instrumentos Estadísticos y Gráficos	107
Capítulo 4: El Grado de Utilización de la Capacidad Productiva y Su Previsión	179
4.1 Modelo Multivariante de U , PU y ER	180
4.2 Evaluación de la Calidad de PU_{t-1} como Previsión Puntual de U_t	181

4.3 Diferencia entre Previsiones Puntuales	182
4.4 La Mejor Previsión Puntual	183
4.5 Conclusiones	185
Apéndice T.4 Cuadros y Tablas	187
Apéndice G.4 Instrumentos Estadísticos y Gráficos	191
Capítulo 5: Análisis de Medidas Alternativas de Empleo	195
5.1 Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$)	196
5.2 Ocupados (ES), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (AS) y Diferencia ($EE \equiv ES - AS$)	199
5.3 Conclusiones	204
Apéndice T.5 Cuadros y Tablas	207
Apéndice G.5 Instrumentos Estadísticos y Gráficos	213
Capítulo 6: Efectos de la Expansión Monetaria sobre el Sector Industrial	221
6.1 Modelos Univariantes de Variables Industriales en la Submuestra IV/83-IV/95	223
6.1.1 Índice General de Producción Industrial (Q)	224
6.1.2 Grado de Utilización de la Capacidad Productiva (U)	224
6.1.3 Ocupados (E)	225
6.1.4 Salario Nominal Medio (S)	225
6.1.5 Índice General de Precios Industriales (P)	225
6.1.6 Índice General de Precios al Consumo (PC)	226
6.2 Evidencias de Relaciones entre Variables Industriales	227
6.3 Cantidad Nominal de Dinero en Manos del Público No Bancario	230

6.3.1	Agregados Monetarios: La Elección de MI	231
6.3.2	Modelo Univariante de MI	236
6.3.3	Inversa de los Saldos Reales Monetarios en términos de Empleo (S_t/MI_{t-1}), Producción (P_t/MI_{t-1}) y Consumo (PC_t/MI_{t-1})	237
6.4	Modelos de Transferencia	240
6.4.1	Producción: $\ln Q$	242
6.4.2	Empleo: $\ln E$	244
6.4.3	Uso del Capital: U	246
6.4.4	Salario Nominal Medio: $\ln S$	247
6.4.5	Precios Industriales: $\ln P$	249
6.4.6	Precios de Consumo: $\ln PC$	252
6.5	Evidencia de Relaciones entre Variables Industriales Depuradas de Efectos de $\ln MI$	255
6.6	Conclusiones	256
Apéndice T.6.1	Tablas: Modelos Univariantes	261
Apéndice G.6.1	Instrumentos Estadísticos y Gráficos: Análisis Univariantes	267
Apéndice T.6.2	Cuadros y Tablas: Modelos de Transferencia	303
Apéndice G.6.2	Instrumentos Estadísticos y Gráficos: Análisis de Transferencia	315
Capítulo 7:	Conclusiones y Direcciones para la Investigación Futura	329
7.1	Catálogo y Selección de Datos	329
7.2	Análisis Univariantes	330
7.3	Previsión de la Utilización de la Capacidad Productiva	332
7.4	Asalariados y No Asalariados	332
7.5	Empleo por EPA y por Seguridad Social	333

7.6 Efectos de la Expansión Monetaria	333
7.7 Otras Investigaciones Futuras	336
Referencias Bibliográficas	337
Apéndice B Datos de la Industria Española Sin Construcción	341
Siglas de Registros y Encuestas, y de Instituciones y Organismos Productores de Series del Sector Industrial (sin construcción)	345
Apéndice D Datos Estadísticos Empleados, Fuentes y Definiciones	361
Relación de Siglas y Abreviaturas	407

CAPÍTULO 1

Introducción

Esta tesis consiste en una colección de estudios econométricos de series temporales trimestrales agregadas de la Industria Española (sin construcción). El objetivo común de estos estudios es el de mejorar el conocimiento de las regularidades empíricas que caracterizan los datos del sector. Se espera que el conocimiento de tales regularidades permita mejorar de inmediato las operaciones prácticas de seguimiento y previsión así como fundamentar una comprensión mejor del comportamiento del sector.

Los modelos elaborados en esta tesis están basados fundamentalmente en las propiedades estadísticas de los datos. Esto no quiere decir que se ignore la Teoría Económica. Ésta se emplea, en primer lugar, para elegir los datos. También se emplea para formular hipótesis contrastables que se imponen, cuando resultan consistentes con los datos, para simplificar los modelos, aumentando la eficiencia con que se utilizan los datos. Además, la Teoría Económica se emplea para formular hipótesis de identificación no contrastables, necesarias en modelos de relación para facilitar la interpretación en términos económicos. No obstante, en esta investigación la Teoría Económica no toma el papel central de especificación paramétrica de los modelos.

La Industria es un sector productivo muy importante de la economía española. Por ejemplo, la proporción del PIB real agregado que supone, varía entre 27% y 30% en 1975-1995 y la proporción del empleo varía entre 21% y 27% en 1976-1995.

No obstante, son muy escasos los trabajos econométricos disponibles acerca del sector. Además, la mayor parte de los estudios publicados se limitan a estimar modelos especificados *a priori*, es decir, sin prestar atención a los datos, y muchas veces emplean especificaciones erróneas desde el punto de vista de las regularidades empíricas visibles en

los datos. También ocurre que la gran mayoría de los trabajos econométricos publicados, analizan datos de panel o de sección transversal, y no datos de series temporales, que son los apropiados para operaciones de seguimiento y previsión y también para cualquier estudio de relaciones dinámicas.

Los análisis de datos aquí presentados se limitan a los datos trimestrales. La elección de esta longitud de intervalo muestral se basa en varios criterios. Se descartan los datos anuales. Los cambios, tanto de instituciones económicas como de la calidad la estadística oficial, han sido muy frecuentes y substanciales en el pasado reciente de España. Como consecuencia, no parece plausible que los datos hayan sido generados por un mecanismo subyacente homogéneo, cuando se recogen observaciones anuales suficientemente hacia el pasado como para contar con un número total de observaciones apropiado para el análisis estadístico. Otra razón que milita en contra de los datos anuales es que su utilidad para operaciones de seguimiento y previsión es escasa en relación con datos trimestrales.

Otro aspecto relevante de la selección de la longitud del intervalo muestral para un análisis, se refiere a la rapidez o la lentitud de las respuestas de unas variables relacionadas con otras. Se descartan aquí los datos mensuales, porque se sospecha que esta longitud de intervalo es demasiado pequeña para la modelización empírica de las relaciones entre variables del sector industrial, al menos dada la longitud de registro disponible.

Muchos de los trabajos econométricos publicados hasta ahora sobre el sector industrial español emplean datos anuales. Segarra y Arcarons (1999) y Sánchez (1997), p.e., estudian datos de la Encuesta Industrial (EIG) del Instituto Nacional de Estadística (INE), con 13 observaciones de 1980-1992 en el primer caso y con 10 observaciones de 1979-1988 en el segundo. Esta fuente desapareció con el dato de 1992, aunque la Encuesta Industrial de las Empresas (EIE) la sustituyó y mejoró.

Otra fuente anual de datos que se ha empleado en estudios econométricos es la

Central de Balances del Banco de España. Véase, p.e, Huerco (1998) y Dolado y Bentolila (1992). El primer año de datos de la fuente es 1983, lo que implica un número de observaciones insuficiente en la dimensión temporal.

García *et al.* (1994) construyen un conjunto de datos anuales para 1964-1989, combinando los datos de Gandoy (1988) y Gómez Villegas (1987) para 1964-1981 con los datos de la EIG para 1978-1989. Goerlich y Orts (1994, 1996) y Goerlich (1994) ofrecen trabajos econométricos con estos datos. Estas series temporales son mucho más largas que las de otros estudios, pero, dada la diversidad de fuentes que utilizan en su construcción y los muchos cambios institucionales ocurridos en este periodo, parece dudosa la homogeneidad de las series.

Goerlich (1999) y Jimeno y Campillo (1993) estudian, con datos trimestrales y mensuales respectivamente, las relaciones entre el Índice General de Producción Industrial y sus componentes desagregados por sectores. Estos trabajos son de los pocos que analizan datos trimestrales o mensuales, pero solamente estudian una variable agregada del sector (y sus relaciones con sus componentes).

Puede concluirse que los trabajos empíricos presentes en la literatura son, en su mayor parte, aplicaciones (en ocasiones inapropiadas para los datos) de modelos teóricos y emplean datos de panel con escasa cobertura en la dimensión temporal. En esta investigación se analizan datos trimestrales, para periodos de 12 a 21 años, de un conjunto amplio y variado de indicadores de la industria a nivel agregado, sin imponer *a priori* ningún modelo teórico económico. Estas son las razones fundamentales que permiten afirmar que los trabajos presentes en la literatura difieren con mucho de los desarrollados en esta tesis.

El estudio inicial de los indicadores trimestrales seleccionados en esta tesis, emplea una muestra que comprende el período I/75-IV/95, aunque la fecha de inicio es variable en función de la disponibilidad de datos de la fuente estadística correspondiente. Estudios posteriores emplean submuestras de esta muestra acordes con la disponibilidad específica

de los datos. Se emplea, p.e., la muestra IV/83-IV/95 en los análisis de transferencia del Capítulo 6.

¿Qué se entiende por regularidades empíricas en un conjunto de series temporales? En primer lugar, se trata de las propiedades del equilibrio estadístico en que se encuentran operando. Estas son las propiedades individuales de integración, las propiedades individuales de composición por partes deterministas y partes estocásticas, y además las propiedades multivariantes de relaciones de cointegración. En segundo lugar, se trata de las ausencias de relación y otras propiedades de las relaciones entre series estacionarias, y también de las propiedades de autodependencia de cada variable depurada de los efectos de las demás.

El contenido del resto del capítulo se estructura del modo siguiente. A excepción de la Sección 1.2, que describe brevemente el contenido del capítulo de metodología, las secciones restantes resumen los trabajos de investigación realizados. La Sección 1.7 es una guía de contenidos de la tesis.

1.1 Datos Disponibles y Datos Analizados

Los Apéndices B y D contienen información acerca de los datos estadísticos. El Apéndice B recopila la oferta de series temporales disponibles en las estadísticas españolas para el total del Sector Industria (sin construcción). Este catálogo contiene una descripción precisa de cada serie, indicando la longitud del intervalo muestral, las fechas de disponibilidad de datos, la fuente original, localización y código oficial. Los criterios que determinan la selección de variables para los análisis univariantes del Capítulo 3, son el número de observaciones disponibles, la fiabilidad estadística de los datos y el contenido económico de sus definiciones.

El Apéndice D contiene los datos numéricos que se emplean en esta investigación, sus fuentes y definiciones. A partir de la Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo, se construye un indicador del Salario Medio Nominal. El método propuesto puede

emplearse en la construcción de indicadores salariales de otros sectores y subsectores de la economía, con datos disponibles por esta fuente.

1.2 Metodología Empleada en la Investigación

El Capítulo 2 expone, brevemente, la metodología empleada. Los modelos presentados se elaboran con una forma extendida de la metodología de Análisis de Series Temporales (AST) de Box *et al.* (1994) en un procedimiento iterativo: (1) especificación inicial, (2) estimación eficiente y (3) diagnosis y reformulación. Con esta metodología se elaboran modelos, con un nivel de complejidad de menor a mayor: univariantes (Capítulos 3 y 6), bivariantes (Capítulos 4 y 5) y de transferencia con un sólo output (Capítulo 6).

Todos los modelos empíricos presentados se estiman por el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta (MVE) No Condicionada, mediante el algoritmo de Mauricio (1995, 1996, 1997). Para tratar la estacionalidad, se emplea una versión mejorada del análisis MEG de Gallego (1995) y Gallego y Treadway (1996). El contraste de no estacionariedad de componentes AR(1) empleado es de Shin y Fuller (1998). El contraste de no invertibilidad de componentes MA es de Davis *et al.* (1995, 1996).

1.3 Análisis Univariantes de Series Temporales de la Industria

En el Capítulo 3 se presentan los modelos univariantes de 22 indicadores económicos trimestrales que miden Producción, Uso del Capital, Empleo, Salarios, Financiación, Conflictividad Laboral, Precios y Sector Exterior.

Estos modelos univariantes tienen aplicaciones diversas. Son el punto de partida para los estudios de relación de los Capítulos 4, 5 y 6, permiten llevar a cabo operaciones de previsión y seguimiento, y ayudan a evaluar la calidad estadística de los datos. En general, describen las regularidades empíricas de las series individuales.

Se detecta que la calidad estadística de las series analizadas de la Encuesta de

Salarios en la Industria y los Servicios es insuficiente. No son empleadas en análisis posteriores por dos razones: (1) se comprueba que el proceso generador de los datos por submuestras (I/81-IV/88 y IV/88-IV/95) cambia con el cambio metodológico de I/89, y (2) ninguna de estas submuestras coincide con la submuestra escogida (IV/83-IV/95) para los análisis de relación del Capítulo 6. Estos resultados subrayan la relevancia del indicador del Salario Nominal Medio construido.

Algunas regularidades empíricas detectadas mediante los análisis univariantes del Capítulo 3 son, con pocas excepciones: (1) las variables reales (con unidades de medida que no incluyen la monetaria) son $I(1)$ y las nominales $I(2)$ en la frecuencia cero, (2) la estacionalidad es determinista y (3) las estructuras estacionarias ARMA más complejas son de orden pequeño.

El Capítulo 3 cuenta con tres apéndices. El Apéndice E.3 describe los experimentos fallidos en la búsqueda de relaciones, fundamentalmente de cointegración mediante la construcción (del logaritmo) de ratios con interpretación económica. En el Apéndice T.3 se presentan los modelos construidos. El Apéndice G.3 contiene los instrumentos gráficos y estadísticos de cada uno de los análisis univariantes efectuados.

1.4 La Calidad de la Previsión del Grado de Utilización de la Capacidad Productiva

El Capítulo 4 presenta un sencillo modelo multivariante de las series de Grado de Utilización, Previsión del Grado de Utilización (un trimestre hacia adelante) y Error en la Previsión del Grado de Utilización de la Capacidad Productiva. En la elaboración del modelo se emplean los respectivos modelos univariantes construidos en el Capítulo 3, de modo que los parámetros de las variables deterministas se restringen a verificar la identidad que define el Error. El carácter multivariante del modelo es debido a que se estima la correlación contemporánea entre las innovaciones de la primera y de la tercera variable.

El objetivo de esta formulación es evaluar empíricamente la calidad predictiva de la variable Previsión. Se aplican procedimientos para evaluar las diferencias entre la información que proporciona la variable Previsión y el pasado de la variable Utilización. Los resultados del análisis permiten concluir que la variable Previsión aporta poca información adicional a la del pasado de la variable Utilización.

Las series de Utilización y Previsión de la Utilización de la Capacidad Productiva, pertenecen a la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI). El interés de este estudio sencillo está en la aplicación de estos procedimientos sobre otros pares de variables de la ECI de definiciones semejantes, con el fin de evaluar la calidad de las variables previsión.

El material de apoyo a este capítulo se encuentra en los Apéndices T.4 y G.4 que contienen, respectivamente, el resumen del modelo final estimado y los materiales gráficos y estadísticos de su diagnóstico.

1.5 Comparación de Indicadores de Empleo

El Capítulo 5 presenta los modelos multivariantes de dos grupos de tres series que miden el concepto de empleo en el sector. Las series de cada triada están ligadas mediante una identidad. La primera triada está compuesta por Ocupados, Asalariados y No Asalariados (Encuesta de Población Activa, EPA). La segunda triada está formada por Ocupados, Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, MTAS) y la diferencia entre ambas. Los modelos construidos se estiman de modo que los parámetros de variables deterministas verifiquen la identidad que define la triada.

El primer estudio compara la información contenida en Ocupados y Asalariados y se concluye que no hay diferencia substancial entre ambos indicadores.

El segundo estudio evalúa la diferencia entre los registros de empleo por Ocupados en EPA y los procedentes del MTAS. Con este fin se construye un modelo bivalente estocástico que relaciona Ocupados con la diferencia entre ambos registros. Su

construcción permite concluir que: (1) ambas medidas operan en una relación $CI(2,1)$, por lo que las variaciones de ambas variables son casi iguales a largo plazo, y (2) no es empíricamente plausible que una de ellas sea indicador adelantado de la otra. Estos resultados indican que no hay razones estadísticas para elegir una u otra serie para los análisis posteriores de relación. En el Capítulo 6 se elige Ocupados, porque es una serie más larga y porque los datos de una encuesta como EPA son probablemente de calidad superior a los de un registro administrativo (MTAS).

1.6 Efectos de la Cantidad Nominal de Dinero $M1$ sobre las Variables Industriales

En el Capítulo 6 se presentan los modelos de transferencia de un sólo output que relacionan una selección de indicadores industriales con la cantidad nominal de dinero en manos del público no bancario, $M1$.

Los indicadores que se emplean como variables output son: el Índice General de Producción Industrial, Ocupados, Utilización de la Capacidad Productiva, Salario Nominal Medio, Índice General de Precios Industriales e Índice General de Precios de Consumo. Esta última variable, aunque no es del sector, se analiza con fines comparativos.

Los modelos univariantes de los indicadores mencionados en la muestra IV/83-IV/95, se presentan en la Sección 6.1. Estos modelos son, salvo excepciones, muy semejantes a los construidos en el Capítulo 3.

La Sección 6.2 presenta un primer examen de evidencias de relaciones entre las series industriales. No se detectan relaciones muy destacables, lo que motiva la búsqueda de un indicador adelantado del sector. El resto del capítulo considera el empleo de alguna medida de la cantidad nominal de dinero como indicador adelantado común a las series del sector.

En la Sección 6.3 se contempla la elección del agregado monetario $M1$ frente a los agregados $M2$, $M3$ y ALP . Los criterios que justifican tal elección son estadísticos

y teóricos. Mediante la construcción de sencillos modelos univariantes de variables ratio con interpretación económica, se comprueba que (los logaritmos de) las variables nominales industriales y $\ln MI$ operan en relaciones CI(2,1).

La Sección 6.4 contiene la construcción de los modelos de transferencia de un sólo output, en los que se estudian los efectos de MI sobre los indicadores de la industria señalados. Estos modelos se construyen empleando la Hipótesis de Neutralidad Monetaria (HNM), hipótesis que se contrasta y que no se rechaza en ningún caso.

Se descubre que la variable MI es un indicador adelantado de todas las variables escogidas, con efectos notables tanto a corto plazo como a largo plazo. Las relaciones de cointegración anteriormente mencionadas junto con el carácter adelantado de MI , permiten concluir que hay un factor común no estacionario en todas las variables nominales del sector que se puede identificar con MI . Los efectos a largo plazo estimados de la tasa de expansión monetaria sobre las variables estudiadas son, en todos los casos, cuantitativamente muy importantes, y las interpretaciones económicas muy sugerentes.

Se observa que las varianzas residuales estimadas en los modelos de transferencia son considerablemente inferiores a las obtenidas en los modelos univariantes.

También se aprecia que las respuestas de todas las variables estudiadas son suficientemente lentas frente a MI como para señalar que este indicador adelantado resultará muy útil en operaciones de previsión y seguimiento de las variables del sector.

Las variables industriales son reales e I(1) en la frecuencia cero, una vez que son depuradas de los efectos del dinero. Esto quiere decir que cualquier relación encontrada entre los niveles de estas variables será consistente con la ausencia de ilusión monetaria. Este resultado también facilita la interpretación económica, que suele relacionar los niveles de estas variables. Se encuentran pocas evidencias de relación entre estas series depuradas, según el examen somero de funciones de correlación cruzada de la Sección 6.5.

Al final del Capítulo 6 se presentan los Apéndices T.6.1 y G.6.1 que contienen los resúmenes de los modelos univariantes construidos y los materiales gráficos y estadísticos, respectivamente. De igual modo, los Apéndices T.6.2 y G.6.2 contienen los materiales correspondientes a los modelos de transferencia del capítulo.

1.7 Mapa de Contenidos

Los Capítulos 3, 4, 5 y 6 tienen sus propios apéndices que se sitúan al final del capítulo correspondiente. Los apéndices con material gráfico se denotan con la letra G, y los de tablas y cuadros con la letra T, separadas por un punto del número del capítulo. De este modo, p.e., el apéndice de gráficos del Capítulo 3, es el Apéndice G.3.

En el Capítulo 7 se resumen las principales contribuciones de esta investigación y las líneas de investigación abiertas. Al final de la tesis se presentan las Referencias Bibliográficas, los apéndices a la totalidad (Apéndice B y Apéndice D) y la Relación de Siglas y Abreviaturas.

CAPÍTULO 2

Descripción de la Metodología Empleada

Los modelos presentados en esta tesis se elaboran con una forma extendida de la metodología del Análisis de Series Temporales (AST) de Box *et al.* (1994), basada en un procedimiento iterativo: (1) especificación inicial, (2) estimación eficiente y (3) diagnosis y reformulación. Esta metodología permite elaborar, con un nivel de complejidad de menor a mayor, entre otros, los siguientes tipos de modelos: *univariante estocástico* (US), *univariante general* (U) y *de transferencia* (UT). Los modelos U son modelos US de series temporales estadísticas, definidas como desviaciones de componentes deterministas.

El contenido del capítulo se estructura del siguiente modo. En la Sección 2.1 se definen un conjunto de conceptos básicos, útiles para la exposición de secciones posteriores. Las Secciones 2.2 y 2.3 contienen, respectivamente, las representaciones matemáticas y los procedimientos para la construcción de los modelos univariantes con datos. En la Sección 2.4 se describe el procedimiento con el que se tratan las series temporales ligadas mediante una identidad. Las Secciones 2.5 y 2.6 contienen, respectivamente, las representaciones matemáticas y los procedimientos para la construcción de los modelos de transferencia con un sólo output.

Todos los modelos empíricos presentados se estiman por el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta (MVE) No Condicionada, mediante el algoritmo de Mauricio (1995, 1996, 1997).

2.1 Nociones Básicas

Esta sección contiene conceptos básicos empleados en el desarrollo de secciones

posteriores.

Se denota por Y_t al valor observado en el tiempo t de una variable Y , para $t = 1, 2, \dots, N$, con N el tamaño muestral.

2.1.1 Series Temporales Deterministas

Una serie temporal determinista es aquella cuya representación matemática no requiere el empleo de ninguna variable aleatoria para cualquier t . En consecuencia, una serie determinista se puede prever sin error de predicción para cualquier horizonte temporal. Las variables deterministas son de tres tipos: de intervención, de tendencia y de estacionalidad.

Las variables de intervención empleadas en esta tesis son rampa, escalón e impulso. Sobre el nivel de la serie, el escalón y el impulso representan, respectivamente, cambios permanente y transitorio mientras que la rampa representa un cambio permanente de la variación del nivel de la serie. Se empleará la siguiente notación:

$$\begin{aligned}
 \text{rampa unitaria } \xi_t^{R,t^*} &\equiv \begin{cases} 0.0 & t < t^* \\ 1.0 + (t-t^*) & t \geq t^* \end{cases} \\
 \text{escalón unitario } \xi_t^{S,t^*} &\equiv \begin{cases} 0.0 & t < t^* \\ 1.0 & t \geq t^* \end{cases} \\
 \text{impulso unitario } \xi_t^{I,t^*} &\equiv \begin{cases} 0.0 & t \neq t^* \\ 1.0 & t = t^* \end{cases}
 \end{aligned} \tag{2.1}$$

donde t^* representa el instante del tiempo en el que se produce el cambio sobre el nivel de la serie.

Para representar series de tendencia determinista, se emplean polinomios con coeficientes reales en el argumento temporal t . Por ejemplo, una tendencia determinista lineal se escribe $\alpha + \beta t$ para dos parámetros reales α y β .

Las variables de estacionalidad determinista en datos trimestrales son: $\cos \frac{\pi}{2} t$,

$\sin \frac{\pi}{2}t$ y $(-1)^t$. Estas tres series son mutuamente ortogonales en años completos. Para años incompletos, esta propiedad siempre se verifica entre las dos primeras variables.

2.1.2 Proceso Estocástico de Ruido Blanco

El proceso estocástico más sencillo se denomina ruido blanco, a_t . Se caracteriza por tener: (1) media nula, $E(a_t) = 0 \quad \forall t$, (2) varianzas constantes, $E(a_t^2) = \sigma_a^2 \quad \forall t$ y (3) autocovarianzas nulas en todos los retardos distintos de cero, $E(a_t a_{t-k}) = 0 \quad \forall k \neq 0$. Con distribución de probabilidad normal, a_t se denomina *ruido blanco gaussiano*. Esta hipótesis, que se puede contrastar, no es muy restrictiva y se supone en esta investigación.

2.1.3 Función Lineal de Transferencia (FLT)

La FLT se define como:

$$v(B) = v_0 + v_1 B + \dots \equiv \sum_{k=0}^{\infty} v_k B^k \quad (2.2)$$

donde B es el operador de retardos, tal que $B z_t \equiv z_{t-1}$ para cualquier serie temporal z_t , B^k es la potencia k del operador B , tal que $B^k z_t \equiv z_{t-k}$ y $\{v_k\}_{k=0}^{\infty}$ es una secuencia infinita de parámetros constantes reales. La FLT se emplea para relacionar dos series, el *output* (Y_t) y el *input* (X_t):

$$Y_t = v(B) X_t = \sum_{k=0}^{\infty} v_k X_{t-k} \quad (2.3)$$

Asociadas con cualquier FLT hay dos funciones de respuesta que la describen. La *función de respuesta al impulso* (*irf*, *impulse response function*) asigna a cada retardo entero no negativo ($k = 0, 1, 2, \dots$) el valor del coeficiente de respuesta al impulso v_k . La *función de respuesta al escalón* (*srf*, *step response function*) asigna a cada retardo entero no negativo ($k = 0, 1, 2, \dots$) el valor de la suma parcial de los coeficientes de

respuesta al impulso $\sum_{j=0}^k v_j$. La *ganancia a largo plazo* se define como:

$$g \equiv \sum_{k=0}^{\infty} v_k \equiv v(1) \quad (2.4)$$

que es el valor límite de la *srf* cuando $k \rightarrow \infty$.

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

$$\bar{l} \equiv \left. \frac{v'(B)}{v(B)} \right|_{B=1} \quad (2.5)$$

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

Una restricción útil de una FLT que se impone en muchos contextos es *estabilidad*. Una función de transferencia es *estable* cuando $v(B)$ converge para $|B| \leq 1$, lo que implica que g existe y es finita.

El número infinito de parámetros de $v(B)$ es una limitación en las aplicaciones empíricas dada la naturaleza finita de las series temporales. Esta limitación no es importante, puesto que es posible aproximar cualquier función de transferencia $v(B)$ por un cociente de polinomios de orden finito. De esta manera, $v(B)$ puede escribirse como:

$$v(B) = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b \quad (2.6)$$

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$$

$$\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$$

donde b , s y r son números enteros no negativos, $\{\omega_i\}_{i=0}^s$ y $\{\delta_i\}_{i=1}^r$ son secuencias finitas de parámetros constantes reales, no hay ningún factor común (excepto el uno y el operador entero) en $\omega_s(B)$ y $\delta_r(B)$ y b es el *tiempo muerto* o número de períodos entre un estímulo (cambio en el input) y la primera respuesta (primer cambio inducido en

el output). Los operadores $\omega_s(B)$ y $\delta_r(B)$ se denominan *Media Móvil* (MA) y *Autorregresivo* (AR), respectivamente. El operador AR está normalizado, $\delta_r(0) = 1$. La condición de estabilidad de $v(B)$, en términos de la aproximación (2.6), es que las raíces de la ecuación característica del operador AR tengan módulo estrictamente mayor que la unidad, es decir, $\delta_r(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1$.

2.1.4 Transformaciones No Lineales Contemporáneas

Se emplea la familia de transformaciones no lineales contemporáneas introducida por Box y Cox (1964) sobre una serie temporal Y_t , que se define como:

$$Y_t^{(\lambda, m)} = \frac{(Y_t + m)^\lambda - 1}{\lambda} \quad (2.7)$$

donde λ y m son parámetros reales (finitos).

Con la aplicación de la transformación Box-Cox sobre Y_t se intenta estabilizar su varianza, e inducir normalidad y linealidad.

Nótese que de acuerdo con (2.7), $Y_t = Y_t^{(1,1)}$ y $\ln Y_t = Y_t^{(0,0)}$. Estas son las transformaciones empíricamente más frecuentes.

2.2 Representaciones Univariantes de Series Temporales

En esta sección se describen las representaciones matemáticas univariantes de series temporales empleadas en la investigación presente.

2.2.1 Modelo ARIMA(p, d, q)

El modelo US representa la variable transformada $z_t \equiv Y_t^{(\lambda, m)}$ como el output de una FLT sobre un input, a_t , que sigue un proceso de ruido blanco (gaussiano). Se dice que la variable z_t sigue un *proceso estocástico lineal general (gaussiano)* cuando

puede representarse como:

$$z_t = \mu + \psi(B)a_t = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k a_{t-k} \quad (2.8)$$

donde $\{\psi_k\}_{k=0}^{\infty}$ es la secuencia de parámetros de la función de transferencia $\psi(B)$, con $\psi_0=1$, y μ es un parámetro real que representa la media de z_t , cuando z_t es estacionario, y un origen arbitrario, cuando no es estacionario. Se dice que z_t es estacionario, si y solamente si $\psi(B)$ es estable.

La aproximación (2.6) aplicada a $\psi(B)$, que se denomina ARMA(p, q), tiene la forma:

$$\psi(B) = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \quad (2.9)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$

donde los operadores $\theta_q(B)$ y $\phi_p(B)$ son *relativamente primos* (no tienen ningún factor en común excepto el uno y el operador entero). La inversa de $\psi(B)$ se denomina $\pi(B)$ y tiene la forma:

$$\pi(B) = \frac{1}{\psi(B)} = \frac{\phi_p(B)}{\theta_q(B)} \quad (2.10)$$

Las condiciones de estacionariedad e invertibilidad son:

$$\phi_p(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \text{ estacionariedad} \quad (2.11)$$

$$\theta_q(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \text{ invertibilidad} \quad (2.12)$$

La condición (2.11) garantiza que $E(z_t)$ y sus autocovarianzas $\gamma_k(z) \equiv E[(z_t - E(z_t))(z_{t+k} - E(z_{t+k}))]$ para cualquier k real y finito, existen y son constantes en el tiempo. La condición (2.12) garantiza la unicidad de la representación

ARMA(p, q) de una estructura dada de autocorrelación lineal bajo el supuesto de que el tiempo corre desde el pasado hacia el futuro y no en la dirección contraria.

La representación US ARMA(p, q) de un proceso estocástico lineal general gaussiano, estacionario e invertible, se resume en:

$$\phi_p(B)(z_t - \mu) = \theta_q(B)a_t \quad (2.13)$$

donde se verifican las expresiones (2.11) y (2.12), a_t es idéntica e independientemente distribuida (iid) $N(0, \sigma_a^2)$.

El modelo US de la expresión (2.13) es insuficiente en su generalidad debido a que la mayor parte de las series económicas son no estacionarias. Presentan niveles que crecen, decrecen o deambulan, sin mostrar afinidad hacia un valor medio constante. La representación de series con esta característica se realiza con una generalización útil del modelo US que se denomina modelo ARIMA(p, d, q). El parámetro d es un entero no negativo que indica el número de diferencias regulares necesarias para obtener la *variable estacionaria*, $w_t = \nabla^d z_t$, con $\nabla^d \equiv (1-B)^d$.

La representación ARIMA(p, d, q) se obtiene tras sustituir la variable $w_t = \nabla^d z_t$ estacionaria (para el d apropiado) en lugar de z_t en la expresión (2.13).

2.2.2 Modelo ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) $_s$

El modelo ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) $_s$, donde s es el número de estaciones por año ($s = 4$ en datos trimestrales) representa la estacionalidad y los fenómenos anuales no estacionales. Es una generalización del modelo ARIMA(p, d, q), con la expresión siguiente:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)(w_t - \mu) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (2.14)$$

donde (1) se incluyen diferencias anuales, $\nabla_s \equiv 1 - B^S$, de manera que la *variable estacionaria* es $w_t = \nabla^d \nabla_s^D z_t$, siendo $D = 0$ ó 1 , (2) se emplea un operador AR producto de los operadores regular $\phi_p(B)$, que cumple (2.11), y anual $\Phi_P(B^S)$, que verifica condiciones análogas:

$$\begin{aligned} \Phi_P(B^S) &= 1 - \Phi_1 B^S - \dots - \Phi_P B^{Ps} \\ \Phi_P(B^S) &= 0 \Rightarrow |B^S| > 1 \end{aligned} \quad (2.15)$$

(3) se utiliza un operador MA producto de los operadores regular $\theta_q(B)$, que verifica (2.12), y anual $\Theta_Q(B^S)$, que cumple las condiciones siguientes:

$$\begin{aligned} \Theta_Q(B^S) &= 1 - \Theta_1 B^S - \dots - \Theta_Q B^{Qs} \\ \Theta_Q(B^S) &= 0 \Rightarrow |B^S| > 1 \end{aligned} \quad (2.16)$$

y (4) los operadores AR y MA son *primos relativos*.

El modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ debe denominarse multiplicativo regular-anual en vez de regular-estacional como habitualmente se designa en la literatura de AST. La noción de estacionalidad no debe asociarse a los operadores $AR(P)_s$. Por ejemplo, un $AR(2)_s$ con raíces imaginarias describe un comportamiento cuasicíclico no estacional. Por otro lado, el operador ∇_s y $MA(Q)_s$ tampoco representan únicamente comportamiento estacional. Este último aspecto se aclara en los próximos apartados.

2.2.3 Modelo Univariante General (U)

El modelo U contiene componentes deterministas, de tendencia, estacionalidad y/o de intervención. Para introducir tales componentes se especifica que la variable

transformada z_t tiene la expresión siguiente:

$$z_t = \xi_t + N_t \quad (2.17)$$

donde ξ_t es la suma de todos los componentes deterministas y N_t sigue un proceso $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ con $\mu = 0$. Esta especificación no supone ninguna pérdida de generalidad puesto que el papel de μ queda absorbido por el componente determinista ξ_t .

El tratamiento de la estacionalidad puede requerir el empleo en lugar de un operador $MA(1)_s$ de un operador $MA(s)$ con ciertas restricciones que no llegan a reducirlo a un $MA(1)_s$. Tales posibilidades se describen en la sección siguiente.

2.2.3.1 Modelo de Estacionalidad Generalizada (MEG)

El MEG, propuesto por Gallego (1995) y Gallego y Treadway (1996), parte de que la variable N_t en (2.17) sigue un proceso $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ en el que al menos hay presente un factor $MA(1)_s$ con parámetro positivo, $D = 1$ y $s = 2, 4$ ó 12 , como es frecuente en series económicas. En esta tesis se analizan datos trimestrales, por lo que $s = 4$.

El modelo $ARIMA(p,d,q)(P,I,Q)_4$ para $Q \geq 1$ y con un factor $MA(1)_4$ con parámetro positivo puede reescribirse como sigue:

$$\nabla^d \nabla_4 z_t = \mu + (1 - \Theta B^4) n_t \quad (2.18)$$

donde $\nabla^d \nabla_4 N_t = (1 - \Theta B^4) n_t$, n_t sigue un $ARMA(p,q)(P,Q-1)_4$ y se supone que $\nabla^d \nabla_4 \xi_t \equiv \mu_t = \mu \quad \forall t$.

La no invertibilidad del factor $MA(1)_4$ en (2.18) implicaría que:

$$\nabla_4 y_t = \mu + \nabla_4 n_t \quad (2.19)$$

con $y_t = \nabla^d z_t$. La solución general de (2.19) es $y_t = \xi'_t + n_t$, con $\xi'_t \equiv \nabla^d \xi_t$, donde se verifica que $\nabla_4 \xi'_t = \mu$, lo que implica:

$$\xi'_t = \alpha_0 + \frac{\mu}{4}t + \alpha_1 \cos \frac{\pi}{2}t + \beta_1 \sin \frac{\pi}{2}t + \alpha_2 (-1)^t \quad (2.20)$$

donde α_0 , μ , α_1 , β_1 y α_2 son parámetros reales. Se aprecia pues que ξ'_t contiene un componente lineal de tendencia determinista $(\alpha_0 + \frac{\mu}{4}t)$ y no solamente el componente determinista de estacionalidad $(\alpha_1 \cos \frac{\pi}{2}t + \beta_1 \sin \frac{\pi}{2}t + \alpha_2 (-1)^t)$. El operador de diferencia anual ∇_4 tiene la factorización $\nabla_4 \equiv \nabla(1 + B + B^2 + B^3)$ y es evidente que ∇ describe características regulares (de tendencia) mientras que $(1 + B + B^2 + B^3)$ describe características estacionales. Esta es la razón por la que ∇_4 debe denominarse diferencia *anual* en vez de diferencia estacional.

Se aprecia que el modelo $ARIMA(p,d,q)(P,I,Q)_4$ con un factor $IMA(1,1)_4$ puede representar tanto la estacionalidad estocástica como la determinista. La estructura de estacionalidad estocástica desaparece, es decir, la estacionalidad es determinista, solamente cuando $\Theta = 1$, por lo que la no invertibilidad del factor $MA(1)_4$ sirve como testigo de sobrediferenciación anual.

Con el análisis de $\Theta = 1$ versus $\Theta < 1$ se estudia la invertibilidad del factor $MA(1)_4$ (en el caso trimestral). Este operador de orden 4 cuenta con 4 raíces características diferentes, donde los módulos de éstas están restringidos a ser iguales. El MEG relaja estas restricciones.

El operador ∇_4 puede escribirse como:

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

donde la última factorización está en términos de factores simples irreducibles. Obsérvese

que cada factor simple irreducible es un operador AR de frecuencia (f) restringida (AR_f), no estacionario, con $f = 0, 1$ ó 2 . Las frecuencias se miden en ciclos por año.

El $MA(1)_4$ tiene factorizaciones paralelas a las de ∇_4 en (2.21):

$$\begin{aligned} 1 - \Theta B^4 &= (1 - \Theta^{1/4} B)(1 + \Theta^{1/4} B + \Theta^{1/2} B^2 + \Theta^{3/4} B^3) \\ &= (1 - \Theta^{1/4} B)(1 + \Theta^{1/2} B^2)(1 + \Theta^{1/4} B) \end{aligned} \quad (2.22)$$

Los términos $MA(1)$ y $MA(2)$ de la última factorización de (2.22) tienen las mismas frecuencias ($f = 0, 1$ y 2) que caracterizan a los factores simples irreducibles de ∇_4 .

Entonces la generalización del modelo (2.18), denominado MEG, se escribe:

$$\nabla^d \nabla_4 z_t = \mu + (1 - \lambda_0 B)(1 - \lambda_1 B^2)(1 - \lambda_2 B) n_t \quad (2.23)$$

donde se espera que $0 < \lambda_0 \leq 1$ y $-1 \leq \lambda_1, \lambda_2 < 0$. El parámetro del polinomio MA de frecuencia restringida (MA_f) se denota por λ_f para $f = 0, 1$ y 2 .

Es fácil comprobar que, si se verifica que $\lambda_0 + \lambda_2 = 0$ y $\lambda_0 \lambda_2 - \lambda_1 = 0$, entonces el modelo (2.23) conduce de nuevo al modelo (2.18). La segunda restricción puede escribirse como $\lambda_2^2 + \lambda_1 = 0$. Se trata de una restricción entre parámetros que deben asociarse con la estacionalidad (frecuencias 1 y 2). La primera restricción supone una relación entre el parámetro regular λ_0 y un parámetro estacional λ_2 . Uno de los objetivos del MEG es representar la estacionalidad y la tendencia de forma independiente.

En el MEG (2.23) se encuentran tres parámetros ($\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2$) y cada uno de ellos puede ser invertible ($|\lambda_f| < 1$) o no invertible ($|\lambda_f| = 1$). Cuando $\lambda_0 = 1$, el modelo (2.23) presenta factores ∇ en ambos lados, por lo que la serie diferenciada se integra en $f = 0$ y, como resultado de esta operación, el componente determinista regular (tendencia) será de un grado superior. Cuando $\lambda_1 = -1$, el operador $(1 + B^2)$

es común en ambos lados de la igualdad que define el modelo. En consecuencia, se integra en $f = 1$ y se añade el componente determinista estacional

$\alpha_1 \cos \frac{\pi}{2}t + \beta_1 \sin \frac{\pi}{2}t$. Por último, cuando $\lambda_2 = -1$, el operador $(1 + B)$ está presente en ambos lados del modelo, por lo que se integra en $f = 2$ y el componente determinista estacional resultante es $\alpha_2(-1)^t$. Estos términos deterministas forman parte de ξ_t en (2.17).

El MEG aporta las siguientes ventajas: (1) se elimina una restricción paramétrica del $MA(1)_4$ que confunde tendencia y estacionalidad, (2) los parámetros MA sirven como testigos de la aplicación excesiva de operadores AR homogéneamente no estacionarios, y (3) se admiten formas de estacionalidad puramente deterministas, puramente estocásticas y mixtas. Por otro lado, el coste de la generalización es pequeño, ya que se añaden pocos parámetros adicionales. En la práctica, se pueden contrastar muchas hipótesis intermedias entre esta forma general y la forma $MA(1)_4$, para volver a esta última cuando resulte adecuado.

2.2.3.2 Modelos $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ y MEG con Intervención

La aplicación práctica del análisis de intervención, véase Box y Tiao (1975), se combina con la elaboración de modelos $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ y MEG. Los términos de intervención son una parte de ξ_t en (2.17) y tienen la forma:

$$v_i(B)\xi_t^i \quad (2.24)$$

donde $v_i(B)$ es una FLT, definida en (2.6), y ξ_t^i es la variable temporal de intervención tipo i de acuerdo con (2.1). La FLT $v_i(B)$ se supone estable con $b = 0$, y en esta investigación $r = 0$ en todos los casos.

2.3 Construcción de Modelos Univariantes de Series Temporales

En el Capítulo 3 se presentan los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y MEG con intervención construidos para un conjunto de series trimestrales de la Industria Española (sin construcción). En el Capítulo 6 se presentan, para una selección de las variables analizadas en el Capítulo 3, sus modelos en la submuestra IV/83-IV/95, junto con los análisis de las variables Índice General de Precios de Consumo y el agregado monetario $M1$.

En esta sección se describe el procedimiento para (1) la construcción de tales modelos, (2) la contrastación de hipótesis de no invertibilidad de factores MA_f , con $f = 0, 1$ y 2 , y de no estacionariedad para factores $AR(1)$ con parámetro positivo, y (3) el análisis de influencia de términos de intervención.

2.3.1 Construcción de Modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y MEG

El material gráfico que acompaña al análisis de cada serie (Apéndices G.3 y G.6.1) se emplea como instrumento esencial en las etapas de especificación inicial y diagnosis. El análisis de cada serie comienza con la elección inicial de λ y m de acuerdo con la expresión (2.7). Esta elección se limita a las opciones de no transformar ($\lambda = m = 1$) o de emplear el logaritmo ($\lambda = m = 0$). La transformación logarítmica se justifica al observar en el gráfico temporal de la serie original mayor dispersión de los datos conforme su nivel aumenta, y la característica configuración de nube de puntos aproximadamente en recta con pendiente positiva del gráfico media-desviación típica. Si la transformación aplicada es adecuada, cabe esperar que la varianza de la serie resultante esté estabilizada y que visualmente no se detecte relación entre media local y desviación típica local.

Seguidamente, se procede a la elección de d y D para lograr que la serie diferenciada sea estacionaria. Una serie se considera no estacionaria cuando su gráfico

temporal presenta tendencia, deambula o se detecta estacionalidad. La elección de $d = 1$ ó 2 se fundamenta en la apariencia de tendencia o de perfil deambulante del gráfico temporal. La diferenciación elegida se considera adecuada cuando el gráfico de datos esté centrado y cuando en el de la *función de autocorrelación* (*acf*, *autocorrelation function*) desaparezca el muy lento amortiguamiento de forma lineal o cóncava hacia abajo, característico de las series no estacionarias. Una vez que el gráfico temporal se considera centrado, la estacionalidad se detecta al observar un mismo perfil estacional repetido en todos los años, junto con un lento decrecimiento de los valores de los retardos anuales de la *acf*. En este caso, se elige $D = 1$. Como la diferencia anual contiene una diferencia regular, la elección de d en este punto se combina con la de D . El criterio para la elección inicial de estos parámetros es, en ocasiones, el de una sobrediferenciación consciente que asegure la estacionariedad de la serie, puesto que el orden de diferenciación inicial se cuestiona en las etapas de estimación y diagnóstico.

Los gráficos de datos permiten descubrir valores anómalos, rachas, posibles cambios de estructura o diferentes regímenes en la muestra estudiada, ayudan a elegir el número de diferencias y a decidir si es preciso efectuar análisis de intervención. Los gráficos de *acf* contribuyen a detectar no estacionariedad y a especificar las estructuras ARMA estacionarias, es decir, a elegir los valores de p , P , q y Q , con apoyo en esta última tarea de los gráficos de la *función de autocorrelación parcial* (*pacf*, *partial autocorrelation function*). Para más detalles sobre la especificación inicial de modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$, véase Box *et al.* (1994).

A continuación, se procede con la estimación eficiente del modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ inicialmente especificado, realizando después operaciones de diagnóstico y, en su caso, de reformulación. Se repite el bucle del proceso iterativo tantas veces como sea necesario para obtener un modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ aparentemente adecuado y eficientemente estimado.

Una vez obtenido un modelo $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ con intervención

aparentemente adecuado y estimado eficientemente, si procede, se formula el modelo MEG. La estimación eficiente (Apéndice T.3 y Apéndice T.6.1) de ambos modelos mediante MVE No Condicionada con el algoritmo de Mauricio (1995, 1996, 1997), permite detectar casos de sobrediferenciación cuando se encuentran factores media-móvil no invertibles. Este tipo de resultado aparece cuando el parámetro estimado resulta literalmente no invertible o cuando un contraste de hipótesis indica que el parámetro no difiere significativamente del valor no invertible. Por tanto, mediante este procedimiento, pueden obtenerse modelos de series con tendencia estocástica y/o determinista y con estacionalidad estocástica y/o determinista.

2.3.2 Contrastación de Hipótesis

2.3.2.1 Hipótesis de No Invertibilidad

Cuando el modelo contiene un factor MA_f con parámetro estimado invertible, se puede contrastar la hipótesis de no invertibilidad, empleando el contraste de razón de verosimilitudes generalizado de Davis *et al.* (1995), en adelante contraste DCD. Para los casos de $f = 0$ y 2 , se contrasta la no invertibilidad de operadores $MA(1)$. En el caso de $f = 1$, esto es, un $MA(2)$ con primer parámetro cero, la distribución del estadístico DCD bajo la hipótesis nula de no invertibilidad no es conocida. Sin embargo, dado que Davis *et al.* (1995, 1996) han tabulado la distribución empírica del estadístico DCD para un factor $MA(1)$ y para un factor $MA(1)_4$, parece razonable emplear un valor crítico para un MA_1 linealmente interpolado entre los dos valores críticos anteriores.

El valor del estadístico DCD se calcula como el duplo del logaritmo del cociente del valor de la función de verosimilitud restringida y sin restringir. Por ejemplo, si se pretende contrastar la no invertibilidad de un factor $MA(1)$ de parámetro $\theta_1 > 0$, entonces, las hipótesis y el estadístico de contraste DCD se definen como:

$$\begin{aligned} H_0: \theta_1 &= 1 \\ H_1: \theta_1 &< 1 \end{aligned} \quad (2.25)$$

$$\text{Estadístico DCD} = 2(\ln \mathcal{L}(\hat{\theta}_1) - \ln \mathcal{L}(\theta_1 = 1))$$

donde $\ln \mathcal{L}(\hat{\theta}_1)$ y $\ln \mathcal{L}(\theta_1 = 1)$ son, respectivamente, el logaritmo del valor de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y restringido. La hipótesis nula se rechaza cuando, para un nivel de confianza $1 - \alpha$, el valor del estadístico es mayor que el valor crítico tabulado (Tabla 2.1 para $s = 1$).

Tabla 2.1: *Valores críticos del estadístico de razón de verosimilitudes generalizada DCD para el contraste de $MA(1)_s$ no invertibles. Véase Davis et al. (1995), Tabla 3.2 para $s = 1$ y Davis et al. (1996), Tabla 3.2.a. para $s = 4$ y Tabla 3.2.b. para $s = 12$.*

s	α			
	.01	.025	.05	.10
1	4.41(.048)	2.95(.030)	1.94(.020)	1.00(.012)
4	4.75(.206)	3.17(.096)	2.18(.062)	1.21(.035)
12	5.12(.117)	3.44(.093)	2.31(.056)	1.36(.038)

Los valores entre paréntesis son las desviaciones típicas de los valores críticos de los cálculos Monte Carlo.

Con el ejemplo anterior se ilustra el caso del MA_0 . El caso MA_2 se trata de forma análoga, empleando los mismos valores críticos. Un tratamiento aproximado para el caso MA_1 se basa en la interpolación lineal de una línea en la Tabla 2.1 para $s = 2$ entre las líneas correspondientes a $s = 1$ y $s = 4$.

En muchas ocasiones resulta conveniente, al emplear el contraste DCD de no invertibilidad de factores MA_f ($f = 0, 1, 2$), añadir un factor AR_f estacionario de sobreajuste al modelo antes de realizar el contraste para una f dada. Este factor AR_f

tiene una forma análoga al factor MA_f de igual frecuencia, siendo de orden uno en los casos $f = 0$ y $f = 2$ (en el caso trimestral) y de orden dos en el caso $f = 1$. Estos operadores se escriben como $1 - \delta_0 B$ (AR_0), $1 - \delta_1 B^2$ (AR_1) y $1 - \delta_2 B$ (AR_2), donde se espera que $\delta_0 > 0$ y $\delta_1, \delta_2 < 0$. La condición de estacionariedad es $|\delta_f| < 1$ para $f = 0, 1, 2$.

Es recomendable que este AR_f estacionario de sobreajuste permanezca en el modelo, aún cuando el parámetro estimado ($\hat{\delta}_f$) sea no significativamente distinto de cero, hasta que el proceso de contrastación de la hipótesis nula de no invertibilidad y de integración, cuando proceda, esté concluido. La eliminación del AR_f estacionario de sobreajuste se justifica cuando el parámetro sea no significativamente distinto de cero en cualquiera de los dos casos en que se completa el proceso de contraste: (1) en el modelo original, cuando se rechaza no invertibilidad o (2) en el modelo integrado en la frecuencia f , cuando no se rechaza no invertibilidad.

El proceso de análisis descrito es secuencial. Primeramente se integra en los casos de parámetros MA_f estimados literalmente no invertibles y sucesivamente se integra en las frecuencias con parámetros estimados más próximos a la zona de no invertibilidad, cuando el contraste de DCD (o una aproximación al mismo) no rechaza la hipótesis nula.

2.3.2.2 Hipótesis de No Estacionariedad

En ocasiones es necesario contrastar la no estacionariedad de un factor $AR(1)$ con parámetro positivo. Esta operación se realiza mediante el estadístico de contraste de razón de verosimilitudes no condicionadas de Shin y Fuller (1998), SF en adelante. Esta referencia también facilita la entrada a la abundante literatura sobre contrastes de esta hipótesis y ofrece evidencia de que el contraste SF domina los contrastes alternativos hoy disponibles. Las hipótesis y el estadístico de contraste SF se definen como:

$$H_0: \phi_1 = 1$$

$$H_1: \phi_1 < 1$$

$$\text{Estadístico SF} = \begin{cases} \ln \mathcal{L}(\hat{\phi}_1) - \ln \mathcal{L}(\bar{\phi}_1) & \text{si } \hat{\phi}_1 \leq \bar{\phi}_1 \\ 0 & \text{si } \hat{\phi}_1 > \bar{\phi}_1 \end{cases} \quad (2.26)$$

$$\text{siendo } \bar{\phi} = 1 - \frac{4}{n}$$

donde $\ln \mathcal{L}(\hat{\phi}_1)$ y $\ln \mathcal{L}(\bar{\phi}_1)$ son, respectivamente, el logaritmo del valor de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y restringido, n es el número de observaciones efectivas en el modelo potencialmente infradiferenciado (bajo H_1) y ϕ_1 es la inversa de la raíz característica de menor módulo del operador AR de dicho modelo.

La hipótesis nula no se rechaza cuando, para un nivel de confianza $1 - \alpha$, el estadístico toma valores de cero o menores que el valor crítico tabulado en la Tabla 2.2, y se rechaza en caso contrario.

Tabla 2.2: *Valores críticos del estadístico de razón de verosimilitudes no condicionadas SF.* Véase Shin y Fuller (1998), Tabla II, p. 598

n	α		
	.10	.05	.01
25	1.02	1.68	3.33
50	1.06	1.75	3.41
100	1.07	1.75	3.41
250	1.07	1.76	3.44
500	1.08	1.77	3.46

La aplicación del estadístico de contraste SF en un modelo ARMA(p, q), precisa

que: (1) el parámetro del factor AR(1), sobre el que se efectúa el contraste de no estacionariedad, sea el de mayor valor absoluto de entre todos los parámetros de factores AR de igual orden, (2) el operador AR($p-1$) restante sea estacionario y (3) el operador MA(q) sea invertible, donde el parámetro de mayor valor absoluto de un factor MA(1) no supere el valor de .80.

2.3.3 Análisis de Influencia de los Parámetros de Intervención

Una vez que el modelo parece adecuadamente especificado, se procede a evaluar la influencia de los parámetros de intervención, a excepción de aquellos cuya presencia se justifica por información extramuestral. Un parámetro de intervención aquí se considera individualmente influyente cuando, al ser eliminado del modelo, produce modificaciones en la estimación de alguno(s) de los parámetros restantes, superior en valor absoluto a una desviación típica con respecto a su estimación en el modelo completo. El criterio de una desviación típica es arbitrario en varios sentidos y no se aplica de forma rígida. Una vez evaluadas las influencias individuales, se procede a evaluar las influencias de pares de parámetros de intervención (no individualmente influyentes), después las de tríos, y así sucesivamente.

En todos los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ y MEG finales construidos en esta tesis, se estudia la influencia de los parámetros de intervención, tanto individual como conjuntamente, en un proceso iterativo que culmina con la eliminación del modelo de todos aquellos que no son influyentes o no se justifican con información extramuestral.

2.4 Tratamiento de Variables Ligadas por una Identidad

En esta sección se describe el procedimiento que se emplea en el tratamiento de variables ligadas mediante una identidad. Las aplicaciones empíricas de este procedimiento se encuentran en los Capítulos 4 y 5.

Sean las variables z_t , z_{1t} y z_{2t} , ya transformadas en el sentido de Box-Cox, donde:

$$z_t \equiv z_{1t} + z_{2t} \quad (2.27)$$

Se supone que cada una de estas variables transformadas z_t , z_{1t} y z_{2t} puede representarse mediante un modelo U (Sección 2.2.3), de modo que:

$$z_t = \xi_t + N_t \quad (2.28)$$

$$z_{1t} = \xi_{1t} + N_{1t} \quad (2.29)$$

$$z_{2t} = \xi_{2t} + N_{2t} \quad (2.30)$$

Las expresiones (2.28)-(2.30), análogas a (2.17), indican que las variables z_t , z_{1t} y z_{2t} están compuestas por una parte puramente determinista (ξ), y otra estocástica (N). Las variables ξ_t , ξ_{1t} y ξ_{2t} contienen, respectivamente, los componentes deterministas (de estacionalidad, intervención y tendencia) de z_t , z_{1t} y z_{2t} . Las variables no observadas N_t , N_{1t} y N_{2t} son, respectivamente, los componentes estocásticos de z_t , z_{1t} y z_{2t} , con representaciones univariantes estocásticas:

$$\phi(B) u(B) N_t = \theta(B) a_t \quad (2.31)$$

$$\phi_{11}(B) u_1(B) N_{1t} = \theta_{11}(B) a_{1t} \quad (2.32)$$

$$\phi_{22}(B) u_2(B) N_{2t} = \theta_{22}(B) a_{2t} \quad (2.33)$$

Cada uno de $\phi(B)$, $\phi_{11}(B)$ y $\phi_{22}(B)$ contiene, en forma multiplicativa, operadores AR de carácter regular y/o anual que verifican las siguientes condiciones de estacionariedad:

$$\phi(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.34)$$

$$\phi_{11}(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.35)$$

$$\phi_{22}(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.36)$$

y donde los órdenes de los operadores $\phi(B)$, $\phi_{11}(B)$ y $\phi_{22}(B)$ son enteros, no negativos y finitos, y no necesariamente idénticos entre sí. Los operadores $u(B)$, $u_1(B)$ y $u_2(B)$ son operadores AR homogéneamente no estacionarios. En el caso de datos trimestrales, estos operadores tienen la forma:

$$u(B) = \nabla^d (1 + B^2)^{d_1} (1 + B)^{d_2} \quad (2.37)$$

$$u_1(B) = \nabla^{d'} (1 + B^2)^{d_1'} (1 + B)^{d_2'} \quad (2.38)$$

$$u_2(B) = \nabla^{d''} (1 + B^2)^{d_1''} (1 + B)^{d_2''} \quad (2.39)$$

donde d , d' y $d'' = 0, 1$, ó 2 indican el número de diferencias regulares y d_f , d_f' y $d_f'' = 0$ ó 1 , indican si se aplica o no el correspondiente operador AR

homogéneamente no estacionario de frecuencia $f = 1, 2$. Cada uno de $\theta(B)$, $\theta_{11}(B)$ y $\theta_{22}(B)$ contiene, en forma multiplicativa, operadores MA de carácter regular y/o anual que verifican las condiciones de invertibilidad siguientes:

$$\theta(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.40)$$

$$\theta_{11}(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.41)$$

$$\theta_{22}(B) = 0 \Rightarrow |B| > 1 \quad (2.42)$$

donde los órdenes de los operadores $\theta(B)$, $\theta_{11}(B)$ y $\theta_{22}(B)$ son enteros, no negativos y finitos, y no necesariamente idénticos entre sí. Las variables a_t , a_{1t} y a_{2t} siguen

sendos procesos estocásticos de ruido blanco gaussianos, con características análogas a las definidas en la Sección 2.1.2 donde:

$$E(a_t) = 0, \quad E(a_{1t}) = 0, \quad E(a_{2t}) = 0 \quad \forall t \quad (2.43)$$

$$E(a_t^2) = \sigma^2, \quad E(a_{1t}^2) = \sigma_1^2, \quad E(a_{2t}^2) = \sigma_2^2 \quad \forall t \quad (2.44)$$

$$E(a_t a_{t-k}) = 0, \quad E(a_{1t} a_{1t-k}) = 0, \quad E(a_{2t} a_{2t-k}) = 0 \quad \forall k \neq 0 \quad (2.45)$$

De las expresiones (2.27)-(2.30) se deduce que:

$$\xi_t \equiv \xi_{1t} + \xi_{2t} \quad (2.46)$$

$$N_t \equiv N_{1t} + N_{2t} \quad (2.47)$$

Las expresiones (2.31)-(2.33) pueden reescribirse en forma matricial:

$$\begin{bmatrix} \phi(B) & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{11}(B) & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u(B)N_t \\ u_1(B)N_{1t} \\ u_2(B)N_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta(B) & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{11}(B) & 0 \\ 0 & 0 & \theta_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t \\ a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.48)$$

donde:

$$E \begin{bmatrix} a_t \\ a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t & a_{1t} & a_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \Sigma \quad (2.49)$$

con Σ una matriz definida positiva y diagonal.

Se trata de una formulación de tres modelos univariantes aparentemente no relacionados, ya que se supone que:

$$E(a_t a_{1t-k}) = 0, \quad E(a_t a_{2t-k}) = 0, \quad E(a_{1t} a_{2t-k}) = 0 \quad \forall k \quad (2.50)$$

Esta representación puede ser mejorada si se impone la restricción (2.46). La imposición de esta restricción implica que los parámetros de las variables deterministas estacionales, de intervención y tendencia se restringen a verificar la identidad definida por la triada. En consecuencia, se economiza el número de parámetros a estimar. Las estimaciones del modelo restringido emplean los datos más eficientemente.

La forma del modelo hasta aquí expuesto recuerda al modelo multivariante estocástico tratado por Alavi y Jenkins (1981) y Tiao y Box (1981) y muchos otros autores más recientes. Puede ser generalizada para admitir relaciones entre las variables. Difiere de la forma del modelo multivariante estocástico comúnmente tratado en el sentido de formularse en tres variables (N , N_1 y N_2) ligadas por una identidad (2.47). Esto quiere decir que una de las tres variables, aquí denominada N_t , se representa con la identidad más un modelo bivariante estocástico que relaciona las otras dos variables (N_{1t} y N_{2t}). La elección de la variable que resuelve la identidad, en un caso concreto, debe hacerse en función tanto de la Teoría Económica como del análisis empírico. Se sigue estimando el modelo univariante de N_t conjuntamente con el modelo bivariante de (N_{1t} , N_{2t}), imponiendo restricciones a cero de todos los elementos de la primera fila y de la primera columna de las matrices AR, MA y Σ , con la única excepción de la posición diagonal.

Además de los habituales instrumentos de diagnóstico univariantes (gráficos temporales de residuos, *acf* y *pacf*), los gráficos de la *función de correlación cruzada* (*ccf*, *cross correlation function*) entre residuos pueden ser empleados. Estos gráficos ayudan a detectar posibles relaciones bidireccionales por cada par de variables. Tal información puede servir como punto de partida de un proceso iterativo de modelización dentro de la representación general. También, la especificación de las relaciones bivariantes puede

comenzar con la modificación de la matriz Σ en (2.49):

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ 0 & \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (2.51)$$

donde $\sigma_{12} = E(a_{1t} a_{2t})$.

En las investigaciones de esta tesis no resulta necesario emplear métodos de análisis multivariantes más complejos que los expuestos por Alavi y Jenkins (1981). Por esta razón, aquí no se presenta una exposición más detallada acerca del tema.

2.5 Representación del Modelo de Transferencia de un Sólo Output (UT)

Sean Y_t y X_t dos series temporales, ya transformadas en el sentido de Box-Cox, que pueden escribirse como:

$$Y_t = \xi_{Yt} + Y_t^* \quad (2.52)$$

$$X_t = \xi_{Xt} + X_t^* \quad (2.53)$$

donde ξ_{Yt} y ξ_{Xt} , contienen, respectivamente, la suma de los componentes deterministas de las variables Y_t y X_t .

La representación de un modelo UT con output Y_t^* e input X_t^* puramente estocásticos (Véase Box *et al.* (1994), Capítulos 10 y 11), se escribe:

$$Y_t^* = U_t + N_t \quad (2.54)$$

$$U_t \equiv v(B)X_t^* \quad (2.55)$$

$$\pi_N(B)N_t = a_{Nt} \quad \text{con} \quad a_{Nt} \text{ iid } N(0, \sigma_N^2) \quad (2.56)$$

$$\pi_X(B)X_t^* = a_{Xt} \quad \text{con} \quad a_{Xt} \text{ iid } N(0, \sigma_X^2) \quad (2.57)$$

$$E(a_{Xt} a_{N\tau}) = 0 \quad \forall t, \tau \quad (2.58)$$

La expresión (2.54) es una descomposición de Y_t^* en dos partes. La parte U_t depende del input X_t^* y la parte N_t , llamada ruido, no depende del input X_t^* . El componente U_t depende del input X_t^* a través de la expresión (2.55), donde $v(B)$ es una FLT estable (Sección 2.1.3). El componente N_t tiene una representación univariante estocástica general de acuerdo con (2.56), donde se entiende que $\pi_N(B)$ puede tener forma $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ ó MEG. Análogamente, la representación univariante estocástica general de la variable X_t^* viene dada por (2.57), donde $\pi_X(B)$ puede tener forma $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ ó MEG. La expresión (2.58) especifica la independencia entre a_X y a_N .

2.6 Construcción de Modelos de Transferencia de un Sólo Output

En el Capítulo 6 se presentan los modelos de transferencia elaborados en esta tesis. Las variables output reales (variables con unidades de medida que no incluyen la monetaria) seleccionadas son indicadores de Producción ($\ln Q$), Empleo ($\ln E$) y Uso del Capital (U) y se estudia su relación con la tasa de expansión monetaria del agregado monetario MI ($\nabla \ln MI$). Las variables output nominales son indicadores de los precios nominales (variables con la unidad monetaria entre sus unidades de medida) del factor trabajo ($\ln S$), del output industrial ($\ln P$) y del consumo ($\ln PC$) y se relacionan con $\ln MI$.

La especificación inicial de cada uno de los modelos de transferencia se formula de acuerdo con la Teoría Económica, empleando la Hipótesis de Neutralidad Monetaria (HNM). Esta hipótesis especifica que ninguna variable real recibe influencias a largo

plazo de una variable cantidad nominal de dinero. Se trata de un caso especial de la hipótesis que especifica que las funciones de comportamiento a largo plazo de variables reales son homogéneas de grado cero en el conjunto de sus argumentos nominales.

La implantación inicial de la HNM resulta útil en la práctica para parametrizar las relaciones, pero se contrasta al final de cada análisis, aprovechando la parametrización obtenida.

Cuando un UT tiene una variable real como output, la HNM implica que el input es $\nabla \ln MI$, lo que equivale a decir que la ganancia a largo plazo de los efectos de $\ln MI$ sobre la variable output real es cero. Cuando un UT tiene una variable nominal como output, el input es necesariamente $\ln MI$ y la ganancia a largo plazo de la relación es necesariamente uno para cumplir la HNM.

A continuación se describe cómo, mediante una transformación matemática del modelo de transferencia en el que el output es una variable nominal, se impone la HNM. Se trata del caso con Y_t^* (el logaritmo de) una variable nominal y con input $\ln MI_t^*$:

$$Y_t^* = v(B) \ln MI_t^* + N_t \quad (2.59)$$

y la HNM implica que $g \equiv v(1) = 1$. Teniendo en cuenta (2.6), (2.59) puede reescribirse:

$$Y_t^* = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b \ln MI_t^* + N_t \quad (2.60)$$

Dado que la ganancia a largo plazo de $v(B)$ es unitaria, el modelo (2.60) puede reescribirse:

$$\begin{aligned} Y_t^* - \ln MI_{t-b}^* &= \left(\frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} - 1 \right) B^b \ln MI_t^* + N_t \\ &= \frac{\omega_s^*(B)}{\delta_r(B)} B^b \nabla \ln MI_t^* + N_t \end{aligned} \quad (2.61)$$

donde $\omega_s^*(B)\nabla = \omega_s(B) - \delta_r(B)$. Esta transformación de los datos permite: (1) la imposición de la HNM y (2) una parametrización de la estructura MA de la relación, $\omega_s^*(B)$, que puede resultar más sencilla que la de $\omega_s(B)$, como sugirió Treadway (1979). Además, las variables output resultantes, ahora reales, tienen interpretación económica: Inversa de Saldos Reales Monetarios en términos de empleo industrial ($\ln(S/MI)$), output industrial ($\ln(P/MI)$) y consumo ($\ln(PC/MI)$). Estas variables se relacionan con el input ($\nabla \ln MI_t^*$).

La construcción de cada modelo de transferencia es el resultado de un proceso iterativo que emplea los modelos univariantes del input y del output. El modelo U del input permanece inalterado desde el inicio hasta el fin del proceso. La estructura estocástica del modelo U del output se emplea como especificación inicial del modelo univariante del ruido en el modelo de transferencia, aunque este modelo puede ser reformulado después de completada la especificación de la relación $v(B)$. La especificación inicial de la función de transferencia de relación $v(B)$ se efectúa con la ayuda del gráfico de la *ccf inicial*. Esta *ccf* unidireccional se calcula entre el output filtrado por el modelo univariante del input y la serie de residuos del input. Véase Box *et al.* (1994), Capítulo 11.

Los instrumentos de diagnosis de un modelo de transferencia estimado indican la dirección de reformulación, cuando ésta sea necesaria. Se emplean instrumentos de diagnosis univariante (gráfico de residuos, *acf* y *pacf*) y bivalente (*ccf* unidireccional). La *ccf* residual, al igual que la inicial, se calcula mediante el procedimiento de preblanqueo por el modelo univariante del input de la serie estimada del ruido \hat{N}_t .

La especificación inadecuada de la relación $v(B)$ puede generar la apariencia (en *acf/pacf* residuales) de especificación inadecuada del ruido ($\psi(B)$) a la vez que una *ccf* que requiere reformulación de la relación. Sin embargo, la especificación inadecuada del ruido no puede dar la impresión en *ccf* de especificación inadecuada de la relación. Por estas razones, se reformula $v(B)$ hasta que parezca adecuada antes de reformular $\psi(B)$.

Una vez que $v(B)$ se considera adecuada, se efectúa diagnóstico por sobreajuste. Es decir, una vez que la *ccf* residual no presenta evidencia de relación adicional, se añaden, uno a uno, parámetros MA en $v(B)$.

Por último, el proceso concluye con la contrastación de la HNM, mediante el empleo del estadístico de Razón de Verosimilitudes (RV). El analista ya cuenta con el UT especificado y estimado por máxima verosimilitud, que se puede escribir:

$$Y_t^* = \hat{v}(B) \nabla \ln MI_t^* + \hat{N}_t \quad (2.62)$$

Usando la misma parametrización de $v(B)$ y de $\psi(B)$, pero relajando la restricción de $\alpha = 1$ en $1 - \alpha B$, se estima por máxima verosimilitud:

$$Y_t^* = v(B) (1 - \alpha B) \ln MI_t^* + N_t \quad (2.63)$$

La contrastación de la HNM supone contrastar:

$$H_0: \alpha = 1 \quad \text{vs.} \quad H_1: \alpha \neq 1 \quad (2.64)$$

usando el estadístico $RV \equiv (\ln \mathcal{L}(\hat{\alpha}) - \ln \mathcal{L}(\alpha = 1))$, donde $\ln \mathcal{L}(\hat{\alpha})$ y $\ln \mathcal{L}(\alpha = 1)$ son respectivamente, el logaritmo del valor de la función de verosimilitud en los modelos (2.63) y (2.62), respectivamente. La hipótesis nula se rechaza cuando el valor del estadístico es mayor que el valor tabulado de una distribución Chi-Cuadrado con un grado de libertad, al nivel de confianza escogido.

CAPÍTULO 3

Exploración Univariante Inicial

En este capítulo se presentan los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y Modelos de Estacionalidad Generalizada (MEG), elaborados y estimados por Máxima Verosimilitud Exacta (MVE) No Condicionada con intervención, para una selección de series con las que se pretende describir el comportamiento de la Industria Española (sin construcción). En el Apéndice B se revisan las bases de datos españolas que contienen series del sector y se justifica la selección efectuada para el análisis. Los modelos se estiman mediante el software que implementa el algoritmo de MVE programado y diseñado por Mauricio (1995, 1996, 1997). La metodología empleada se expone en el Capítulo 2. En los Apéndices T.3 y G.3 se incluyen, respectivamente, los resúmenes de los modelos y los materiales gráficos de las series investigadas. El Apéndice D contiene las definiciones, cambios metodológicos, fuentes estadísticas y datos de las series analizadas.

De acuerdo con la variable económica que mide, cada serie se clasifica dentro de uno de los epígrafes siguientes: Producción (Índice General de Producción Industrial, Q), Uso del Capital (Grado de Utilización, U , Previsión del Grado de Utilización, PU , y Error en la Previsión del Grado de Utilización de la Capacidad Productiva, ER), Empleo (Ocupados, E y ES , Asalariados, A , No Asalariados, NA ; Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General de la Minería y del Carbón, AS), Salarios (Incremento Salarial Trimestral Porcentual en Convenios Colectivos, W , y Salario Nominal Medio en Convenios Colectivos, S ; Ganancia Media por Trabajador y Mes, WR , Ganancia Media por Hora Trabajada, SR , y Número Medio de Horas Trabajadas por Trabajador y Mes, HR), Financiación (Crédito a Otros Sectores Residentes: Financiación en la Industria, C), Conflictividad Laboral (Jornadas No

Trabajadas por Huelgas, JH), Precios (Índice General de Precios Industriales, P , e Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales, B) y Sector Exterior (Exportaciones e Importaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes, YX y YM , y a precios constantes, QX y QM , y los Precios de Exportaciones, PX , e Importaciones, PM , de Productos Industriales Terminados).

Con ayuda del material contenido en los mencionados apéndices, para cada serie w se identifica la transformación Box y Cox (1964), los órdenes de diferenciación y el modelo ARMA inicial ($M1.w$), y por último, si procede, se elabora el MEG ($M2.w$ y $M3.w$), ambos con intervención. Algunas series requieren un tratamiento algo diferente al contener valores extremos que dificultan la identificación de la estructura ARMA. Por ello, una vez elegida la transformación estacionaria inicial, se estima su modelo ($M0.w$), que contiene únicamente términos de intervención.

En cuanto a series ligadas por una identidad (triadas), se lleva a cabo un análisis coherente que permite, por un lado, compatibilizar las transformaciones Box-Cox elegidas, los órdenes de diferenciación y las formas de los términos deterministas, y por otro, detectar posibles relaciones de cointegración. Por estas razones, en ocasiones no se presenta el gráfico de media-desviación típica de una serie que forma parte de una triada, ya que la transformación Box-Cox se deduce en función de la aplicada en las dos series restantes. De igual modo, hay dos casos especiales para los que no se estima el modelo ARIMA: (1) cuando el modelo se construye a partir de los MEG finales de las otras dos series de la triada, y (2) cuando el modelo final ya ha sido especificado y diagnosticado para la misma serie en una muestra de mayor tamaño.

En determinadas fases de análisis se efectúan contrastes de no invertibilidad de factores MA(1) en las frecuencias cero y dos, y MA(2) en la frecuencia uno, mediante el estadístico de razón de verosimilitudes generalizada de Davis *et al.* (1995, 1996), en adelante DCD. En ocasiones también se emplea un contraste de no estacionariedad de factores AR(1) de parámetro positivo, mediante el estadístico de razón de verosimilitudes

no condicionadas de Shin y Fuller (1998), en adelante SF. No se incluyen los niveles de confianza en el informe cuando los resultados de los contrastes no ofrecen dudas. El procedimiento para el cálculo de estos estadísticos de contraste se detalla en el Capítulo 2.

Por último, y como resultado del análisis de influencia, a partir del modelo final de cada serie, se describe brevemente la forma de su tendencia, el tipo de estacionalidad que la caracteriza y la cuantificación de hechos anómalos influyentes.

La sección última del capítulo contiene las conclusiones. Se resumen las propiedades comunes derivadas de la exploración univariante inicial de las series analizadas: orden de integración, estacionalidad (determinista, estocástica, mixta o ausente), forma de la tendencia (determinista y/o estocástica), estructuras ARMA, orden de magnitud de las desviaciones típicas residuales y fechas de anomalías comunes, que faciliten el hallazgo de posibles relaciones entre las variables analizadas. De hecho, algunos de los modelos univariantes finales son el punto de partida para la formulación de los modelos de relación incluidos en los Capítulos 4, 5 y 6.

Finalmente, es importante señalar que, esta exploración univariante inicial permite además, evaluar la calidad estadística de los datos ya que: (1) detecta la presencia de hechos anómalos y (2) revela propiedades básicas de las series, esto es, varianzas residuales y formas y órdenes tanto de no estacionariedad (tendencia y estacionalidad) como de estructura estacionaria. En base a estos dos puntos, se decide no incluir en análisis posteriores a las series procedentes de la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (Sección 3.4.2), puesto que su exploración univariante revela una calidad estadística insuficiente.

3.1 Producción: Índice General de Producción Industrial (Q)

La variable Q es una medida de la variable conceptual del producto industrial y es un indicador empleado por muchos analistas del nivel de actividad productiva en la industria española. Estas dos razones justifican su análisis.

En el gráfico de media-desviación típica de Q , la desviación típica local aumenta con la media local. Tal relación desaparece con $\ln Q$ por lo que la transformación parece adecuada.

La serie $\ln Q$ sigue una tendencia ascendente y la *acf* decrece muy lentamente. Al menos una diferencia regular o anual parece necesaria para lograr estacionariedad en media.

En el gráfico de la serie $\nabla \ln Q$ se observa comportamiento estacional: los valores de los terceros y cuartos trimestres se sitúan respectivamente por debajo y por encima de la media global. La *acf* apenas se amortigua en retardos anuales, confirmando la no estacionariedad anual, lo que sugiere el empleo de una diferencia anual.

La serie $\nabla_4 \ln Q$ deambula y en los primeros retardos regulares de la *acf* se aprecia un decrecimiento muy lento. Ambos hechos confirman la conveniencia de aplicar al menos una diferencia regular adicional.

La serie $\nabla \nabla_4 \ln Q$ parece estacionaria. Se aprecia un efecto escalón negativo en IV/92. La configuración de *acf* y *pacf* sugiere la estimación de un $MA(1)$ y un $AR(2)_4$ con raíces imaginarias. Cuando se añade un $MA(1)_4$ de sobreajuste, los parámetros AR anuales se estiman no significativamente distintos de cero. Suprimidos éstos, se obtiene el modelo $M1.Q$.

En el MEG inicial estimado se obtiene que $\hat{\lambda}_0 = 1$. Este resultado sugiere que se integre en la frecuencia cero, lo que equivale a la eliminación de una ∇ en ambos lados del modelo, y a la inclusión del parámetro μ . Sobre el modelo resultante se contrasta la no invertibilidad del MA_2 , esto es, se contrasta $H_0: \lambda_2 = -1$ vs $H_1: \lambda_2 > -1$. Para ello se añade un AR_2 , cuyo parámetro estimado $\hat{\delta}_2$ resulta estar altamente correlacionado con $\hat{\theta}_1$. El valor del estadístico de contraste de DCD (.40) indica que no se rechaza no invertibilidad, por lo que se integra el modelo en la frecuencia dos en ambos lados, lo que equivale a la eliminación del MA_2 y $(1+B)$ y a la adición del término estacional determinista asociado a esta frecuencia $(-1)^t$. Para contrastar la no invertibilidad del

MA_1 , se aplica el contraste aproximado de DCD. El valor del estadístico de contraste (5.44) indica que se rechaza la hipótesis nula de $\lambda_1 = -1$. El modelo final es M2.Q, del que se ha excluido $\hat{\theta}_1$ por no resultar significativamente distinto de cero.

El modelo final revela que la tasa logarítmica de variación es, a largo plazo, constante e igual a un 2.2% anual. Es decir, $\ln Q$ presenta un componente de tendencia lineal determinista y el nivel de $\ln Q$ deambula. De hecho, los cambios del nivel son muy bruscos. La estacionalidad es en parte estocástica (frecuencia uno) y en parte determinista (frecuencia dos). En el nivel de $\ln Q$ se cuantifica una caída permanente del 7.4% en IV/92, aunque los residuos revelan que, en esta serie, la crisis económica probablemente se inicia en II/92.

3.2 Uso del Capital: Grado de Utilización (U), Previsión del Grado de Utilización (PU) y Error en la Previsión del Grado de Utilización ($ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$) de la Capacidad Productiva

La variable U se analiza porque es la única medida disponible de la intensidad de uso del factor capital. La serie PU es la previsión puntual de U un trimestre hacia adelante, según la ECI, y la serie ER mide el error en esta previsión puntual. El análisis univariante de estas tres series sienta las bases de un estudio más refinado en el que se evalúa la calidad predictiva de PU (Capítulo 4).

En los gráficos de media-desviación típica tanto de U como de PU no se aprecia relación entre media y desviación típica, ni en los gráficos temporales dispersión asociada con el nivel, por lo que no parece necesario transformar los datos. Dados estos resultados para U y para PU y la definición del error (ER), parece razonable tratar a ER sin transformar.

Los gráficos temporales de U y PU deambulan y el lento decrecimiento de las acf confirma la necesidad de tomar al menos una diferencia regular para lograr estacionariedad en media. Se detecta comportamiento estacional: los valores de los

primeros y cuartos trimestres de ∇U , y segundos y terceros de ∇PU , se sitúan respectivamente, y salvo excepciones, por debajo y por encima de la media global. En los retardos anuales, las *acf* apenas se amortiguan. Por estas razones, se aplica una diferencia anual a ambas series.

Las series $\nabla_4 U$ y $\nabla_4 PU$ deambulan y en los primeros retardos regulares las *acf* decrecen lentamente: en ambos casos resulta conveniente el uso de una diferencia regular. Las series de $\nabla\nabla_4 U$ y $\nabla\nabla_4 PU$ parecen claramente estacionarias.

La serie *ER* parece estacionaria y sus *acf* y *pacf* incluso sugieren un proceso de ruido blanco.

En la *acf* y *pacf* de $\nabla\nabla_4 U$ se identifica un $MA(1)_4$ con parámetro positivo. En el gráfico de residuos se detecta un escalón en IV/91. El modelo M1.U (no invertible), incluye la estructura determinista y estocástica señalada.

En el MEG inicial de U se estima no invertible el factor MA_0 , esto es, $\hat{\lambda}_0 = 1$. Este resultado sugiere que se integre en la frecuencia cero a ambos lados del modelo, lo que equivale a la eliminación de ∇ y a la inclusión del parámetro μ . Este parámetro μ resulta no significativamente distinto de cero. Se añade, por sobreajuste, un AR_2 y se obtiene que $\hat{\lambda}_2 = -1$. Este resultado sugiere que se integre en la frecuencia dos a ambos lados del modelo, lo que equivale a la eliminación de $(1+B)$ y del factor MA_2 , junto con la incorporación del término de estacionalidad determinista $(-1)^t$. Seguidamente se estudia la no invertibilidad de λ_1 . Por sobreajuste se incluye un factor AR_1 y se obtiene que $\hat{\lambda}_1 = -1$. Entonces, se integra en la frecuencia uno a ambos lados del modelo, lo que equivale a la eliminación de los factores AR y MA , $(1+B^2)$, y a la incorporación de los términos de estacionalidad determinista de frecuencia uno. El modelo final M2.U incorpora los cambios mencionados y no incluye los parámetros estimados no significativamente distintos de cero (μ , AR de frecuencias uno y dos, y el asociado a la variable $\text{sen}\frac{\pi}{2}t$).

En el gráfico temporal de $\nabla\nabla_4 PU$ se distingue un fuerte impulso negativo en

IV/88 y en *acf* y *pacf* se identifica un $MA(1)(1)_4$ con ambos parámetros positivos. La estimación de este modelo revela que: $\hat{\theta}_1$ es no significativamente distinto de cero, por lo que se elimina, y en la diagnosis de residuos se detecta un escalón en IV/91, compatible con los modelos de U . Se modeliza este escalón junto con la estructura detectada anteriormente, dando lugar al modelo (invertible) M1.PU en el que no hay evidencia de estructura adicional.

En la estimación del MEG inicial de PU se obtiene que $\hat{\lambda}_0 = 1$. Este resultado sugiere que se integre en la frecuencia cero a ambos lados del modelo, lo que equivale a la eliminación de un factor ∇ y el MA_0 , y a la incorporación del parámetro μ . Este parámetro μ se estima no significativamente distinto de cero, por lo que finalmente se elimina del modelo. Los factores MA restantes se estiman casi no invertibles. Se efectúa el contraste aproximado de DCD sobre el MA_1 , y el valor del estadístico (.13) indica que no se rechaza la hipótesis nula de $\lambda_1 = -1$. Este resultado sugiere que a ambos lados del modelo se integre en la frecuencia uno, que se supriman los factores MA_1 y $(1+B^2)$ y que se incorporen los términos de estacionalidad determinista correspondientes. Por último, en el modelo resultante, se contrasta $\lambda_2 = -1$. El valor del estadístico DCD (.44) indica que no se rechaza la hipótesis nula de no invertibilidad. Entonces se integra en la frecuencia dos a ambos lados del modelo, lo que equivale a la eliminación de los factores MA_2 y $(1+B)$ y a que se añada la variable determinista $(-1)^t$. El modelo final es M2.PU, que incorpora los resultados de no invertibilidad descritos y del que se excluyen los parámetros estimados no significativamente distintos de cero.

En el gráfico temporal de ER se identifican dos impulsos, fechados en I/89 y IV/91, compatibles con las intervenciones de los modelos de U y PU . La media de ER es significativamente distinta de cero y negativa. El modelo M1.ER incluye las dos variables de intervención mencionadas junto con una constante. Se añaden los términos de estacionalidad determinista sugeridos por los modelos de U y PU , y se obtiene el modelo M2.ER. En este modelo se mantiene el parámetro asociado al alternador $(-1)^t$,

aún a pesar de ser $\hat{\alpha}_2$ no significativamente distinto de cero, por razones de compatibilidad con M2.U y M2.PU.

En la tabla adjunta, el lector puede comprobar la compatibilidad de los términos de estacionalidad determinista, sabiendo que $\cos \frac{\pi}{2}t = -\sin \frac{\pi}{2}(t-1)$ y $(-1)^t = -(-1)^{t-1}$.

U_t	PU_{t-1}	$ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$
$.18\cos \frac{\pi}{2}t$	$.43\sin \frac{\pi}{2}(t-1) = -.43\cos \frac{\pi}{2}t$	$(.18 + .43)\cos \frac{\pi}{2}t = .61\cos \frac{\pi}{2}t$
$.41(-1)^t$	$-.52(-1)^{t-1} = .52(-1)^t$	$(.41 - .52)(-1)^t = -.11(-1)^t$

De los modelos M2.U, M2.PU y M2.ER se concluye que U y PU son CI(1,1) en la frecuencia cero, una propiedad razonable dado que PU es la previsión puntual de U . Por otro lado, como la media del error es negativa, la previsión parece sesgada en el sentido de ser, en media, superior a la capacidad productiva que posteriormente se observa.

Los modelos finales de las variables U y PU contienen sendos efectos escalones negativos en IV/91, cuantificados respectivamente en -4.1 y -4.3. En consecuencia, el modelo de ER incluye un efecto impulso en igual fecha y con tamaño semejante (-4.1). Dado el escaso rango de variación de la variable U (69.4, 84.0), el efecto escalón modelizado podría ser reflejo de un cambio metodológico de la ECI que no consta en ninguna publicación por mí conocida al cierre de esta investigación. Los términos de intervención de IV/91, aunque no influyentes, se incluyen en los modelos finales por el gran tamaño de sus efectos y por esta sospecha de un cambio metodológico en dicha fecha.

Las series U y PU presentan niveles evolutivos bruscamente cambiantes con estacionalidad puramente determinista. El nivel de ER fluctúa alrededor de una constante, también con estacionalidad determinista.

3.3 Empleo

En esta sección se analizan diversas medidas de la variable conceptual empleo. En la Sección 3.3.1 se estudian las series de Ocupados, Asalariados y No Asalariados procedentes de la EPA. En la Sección 3.3.2 se estudian dos medidas del empleo, Ocupados y Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social, procedentes de dos fuentes estadísticas distintas, EPA (INE) y Boletín de Estadísticas Laborales (BEL, MTAS), respectivamente. Los modelos finales de cada variable se emplean como punto de partida en los análisis del Capítulo 5.

3.3.1 Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$)

En los gráficos temporales y de media-desviación típica de E y A no se detecta relación entre media y desviación típica, por lo que transformar los datos no parece necesario. Consecuentemente, tampoco se transforma NA por ser diferencia de las dos variables anteriores. En los análisis del Capítulo 6 se emplea $\ln E$ en vez de E ; aquí se aprecia que no es empíricamente relevante esta elección.

En los gráficos temporales de E y A , se aprecia que las series deambulan y en sus respectivas *acf* se observa un lento decrecimiento, confirmando la necesidad de aplicar una diferencia regular. Tanto ∇E como ∇A parecen deambular y el lento decrecimiento de las *acf* correspondientes, denota la conveniencia de tomar una diferencia regular adicional. Los gráficos temporales de $\nabla^2 E$ y $\nabla^2 A$ están centrados y en ninguno de ellos se observa un comportamiento estacional evidente, por lo que se consideran series estacionarias.

La serie NA deambula y el lento decrecimiento de la *acf* indica que, para lograr estacionariedad, se precisa al menos una diferencia regular. La serie ∇NA parece estacionaria.

En la *acf* y *pacf* de $\nabla^2 E$ parece identificarse un AR(1) con parámetro negativo. Sin embargo, la modelización de un efecto escalón en II/87 permite detectar la presencia

de un MA(1) con parámetro positivo, y cuantificar, mediante el parámetro asociado a dicha variable de intervención, el efecto de un conocido cambio metodológico en la EPA, que se documenta en el Apéndice D. El modelo M1.E recoge además de la estructura anteriormente identificada, otros términos de intervención, impulsos en II/80, III/82, y I/88, y escalones en I/91, III y IV/92 y I/93, que aunque en el modelo final de E no son influyentes, su presencia se justifica por compatibilidad con los modelos de las otras dos series de la triada, donde se revelan influyentes. El modelo final M2.E es el resultado de añadir a M1.E los términos de estacionalidad determinista, presentes en el análisis de Relloso (1997) de una muestra semejante y también justificados aquí por diagnóstico mediante sobreajuste. Éstos resultan significativamente distintos de cero e influyentes. Se efectúa el contraste DCD y el valor del estadístico (2.46) indica que, al 95% de confianza, se rechaza la hipótesis de $\theta_1 = 1$.

En los gráficos de *acf* y *pacf* de $\nabla^2 A$ se identifica un MA(1) con parámetro positivo. El modelo M1.A recoge dicha estructura y las intervenciones presentes en el modelo de E , que resultan influyentes en el modelo de A . Este modelo también incluye un escalón en I/92 por compatibilidad con el modelo de NA donde se revela influyente. Al igual que para el modelo de E , en M1.A se añaden los términos de estacionalidad determinista (como operación diagnóstica de sobreajuste) y su estimación da lugar al Modelo M2.A donde confluyen dos hechos: (1) las variables estacionales no son influyentes y (2) el parámetro asociado al escalón de II/87 es no significativamente distinto de cero pero cuantifica el efecto del mencionado cambio metodológico en la EPA. La permanencia de ambos tipos de variables deterministas se justifica además por compatibilidad con el modelo final de E . El valor del estadístico de contraste DCD (4.64) indica que θ_1 es invertible.

No se detecta estructura ARMA en la *acf* y *pacf* de ∇NA . El modelo M1.NA es el resultado de estimar una constante e intervenciones compatibles con los modelos estimados para E y A . El modelo M2.NA se obtiene tras añadir los términos de

estacionalidad determinista, significativamente distintos de cero.

De los modelos M2.E, M2.A y M2.NA se concluye que E y A son I(2) en la frecuencia cero, y que NA es I(1).

Las series E y A presentan tendencias lineales, evolutivas en nivel y pendiente, y NA una tendencia lineal determinista, alrededor de la cual el nivel de la serie deambula bruscamente. La estacionalidad es determinista en los tres casos. En los niveles de E y A se cuantifican caídas permanentes entre los trimestres III/92 y I/93, que reflejan la crisis económica. Suponen la destrucción de 200 mil puestos de trabajo (estimados), de los cuales la mayor parte son Asalariados.

3.3.2 Ocupados (ES), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (AS) y Diferencia ($EE \equiv ES - AS$)

En los gráficos de media-desviación típica y en el temporal de AS , no se aprecia dependencia positiva entre media y desviación típica que induzca a transformar los datos.

El gráfico temporal de AS deambula y la acf decrece muy lentamente por lo que se precisa una primera diferencia regular. La serie ∇AS también deambula y la acf parece indicar no estacionariedad. En consecuencia, parece conveniente añadir una diferencia regular.

El gráfico de datos de $\nabla^2 AS$ está centrado. Se observa comportamiento estacional: los valores de los segundos y terceros trimestres quedan respectivamente por encima y por debajo de la media global. También se detecta un lento decrecimiento de la acf en los retardos anuales. Ambos hechos inducen a la toma de una diferencia anual. La serie $\nabla \nabla_4 AS$ deambula y en la acf se observa un lento decrecimiento en los primeros retardos regulares. Por estas razones, se aplica una diferencia regular adicional.

El gráfico temporal de $\nabla^2 \nabla_4 AS$ parece estacionario. En acf y $pacf$ se identifica un MA(1)₄, que una vez estimado da lugar al modelo M1.AS (no invertible).

El MEG inicial de AS sugiere que la estructura anual es determinista en vez de estocástica, puesto que $\hat{\lambda}_0 = -\hat{\lambda}_1 = -\hat{\lambda}_2 = 1$. Una vez se llevan a cabo los cambios oportunos, en los residuos del modelo resultante destacan las observaciones de III/92 y II/94, que se intervienen mediante efectos rampa. La suma de los parámetros asociados a estas variables de intervención no es significativamente distinta de cero. La imposición de esta restricción supone construir una variable ($\xi_t^{R^*}$) que es la diferencia de las dos rampas, tal que $\xi_t^{R^*} = \xi_t^{R, III/92} - \xi_t^{R, II/94} = (1+B+\dots+B^6)\xi_t^{S, III/92}$. Esta variable representa siete escalones consecutivos desde III/92 hasta I/94. El modelo que incorpora los términos deterministas descritos sugiere, una vez se analizan *acf* y *pacf*, que se añada al modelo un factor AR(1) de parámetro negativo.

El modelo final de AS es M2.AS. Destaca el valor del retardo 4, tanto en *acf* como en *pacf* ($r_4 = s_4 = .29(.15)$). Principalmente se trata de distorsiones provocadas por los valores extremos de III/88-III/89 y III/89-III/90.

La serie ES es E en la submuestra correspondiente a AS . El modelo M2.ES, no final, se especifica de acuerdo con el modelo M2.E, desarrollado en la sección anterior. El modelo definitivo de ES , será compatible con los resultados para la variable EE .

La serie EE mide la diferencia entre ES y AS .

El gráfico temporal de EE deambula y la *acf* decrece lentamente en sus primeros retardos regulares, por lo que se aplica una diferencia regular. La serie ∇EE parece centrada y no se observa comportamiento estacional, por lo que inicialmente se considera estacionaria.

No se detecta estructura ARMA en ∇EE . El modelo M2.EE contiene intervenciones compatibles con el modelo M2.ES, y los tres términos de estacionalidad determinista más una constante. En sus residuos destacan dos valores extremos en I/90 y I/95, que se modelizan mediante efectos escalón. Para estudiar el orden de integración de EE , se añade una diferencia regular y un MA(1) y se obtiene el modelo M3.EE. El valor

del estadístico de contraste de DCD (4.18) indica que, al 95% de confianza, se rechaza la hipótesis nula de $\theta_1 = 1$. Este resultado indica que ES y AS no están cointegradas. Es importante añadir que este contraste no es eficiente, puesto que no se emplea la información procedente de ES y AS como ocurre en el modelo multivariante del Capítulo 5. Este resultado variará en el Capítulo 5.

Por razones de compatibilidad, el modelo M3.EE sugiere añadir a M2.ES dos efectos escalón en I/90 y I/95. La introducción de estas dos variables, hace que $\hat{\theta}_1$ sea no significativamente distinto de cero, por lo que se elimina del modelo M3.ES.

Las series ES , AS y EE presentan tendencias lineales que son bruscamente cambiantes en pendiente en los dos primeros casos, y poco cambiante en el último. La estacionalidad es determinista en las tres series. En el nivel de ES se cuantifican caídas permanentes en los trimestres de III/92, IV/92 y I/93, un incidente que supone la destrucción de unos 216 mil puestos de trabajo (estimados). En cuanto a AS , el efecto medido de esta crisis económica se traduce en que unas 39 mil personas (estimadas) son dadas de baja del registro de la Seguridad Social en cada trimestre desde III/92 hasta I/94, ambos inclusive, lo que equivale a una caída permanente (estimada) de 273 mil personas.

3.4 Salarios

En esta sección se analizan los indicadores de salarios disponibles, procedentes de dos fuentes estadísticas distintas. Estas variables son medidas del precio del factor trabajo. En la Sección 3.4.1 se estudia la serie de Incremento Salarial Porcentual Trimestral, construida a partir de dos series (Incremento Salarial Revisado en Convenios Colectivos y Número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos) de la Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo (BEL, MTAS). En la Sección 3.4.2 se analizan las series de Ganancia Media por Trabajador y Mes, y Ganancia Media por Hora Trabajada. Estos análisis se efectúan junto con los de la serie Número Medio de Horas Trabajadas por Trabajador y Mes. Estas tres últimas series proceden de la Encuesta de

Salarios en la Industria y los Servicios (INE). Véase Apéndice D.

3.4.1 Incremento Salarial Trimestral Porcentual en Convenios

Colectivos de Trabajo (W)

Los gráficos de media-desviación típica de W y $\ln W$ no se presentan, puesto que la serie W es, en sí misma, resultado de una transformación logarítmica. Para más detalles acerca de la construcción de esta serie, véase Apéndice D.

El gráfico temporal de W deambula y la acf decrece muy lentamente, por lo que una diferencia regular parece conveniente.

La serie ∇W parece centrada. No se identifica estructura estocástica en acf y $pacf$ debido a la distorsión que provocan los valores extremos de I y II/87. Con la introducción de dos efectos escalón cuantificados se elimina tal distorsión, permitiendo que en la acf y $pacf$ de los residuos del modelo $M0.W$ se identifique un $AR(2)_4$ con raíces imaginarias.

El modelo final $M1.W$ contiene tanto la estructura determinista de $M0.W$ como la estocástica identificada.

La serie W presenta un nivel que deambula, ninguna estacionalidad y una estructura periódica amortiguada anual de periodo estimado en 4.8 años. Este resultado implica que el logaritmo del Salario Nominal Medio, $\ln S$, presenta una tendencia lineal evolutiva bruscamente cambiante, ninguna estacionalidad y una estructura periódica anual amortiguada de periodo estimado en 4.8 años.

3.4.2 Ganancia Media por Trabajador y Mes (WR , WRA , WRB), Ganancia Media por Hora Trabajada (SR , SRA , SRB) y Número Medio de Horas Trabajadas por Trabajador y Mes (H , $HR \equiv WR/SR$, $HRA \equiv WRA/SRA$, $HRB \equiv WRB/SRB$)

En I/89 la Encuesta de Salarios del INE sufre un cambio metodológico que se

resume en el Apéndice D.

Conceptualmente, la serie H debería ser igual a $HR \equiv WR/SR$. Sin embargo, este hecho solamente se verifica de manera aproximada a partir de I/89. En fechas anteriores las diferencias son especialmente importantes en los terceros trimestres. Además, en el gráfico temporal de H , parece evidente la presencia de un cambio estructural en I/89. Por estas razones, en este estudio se emplea como indicador del número medio de horas HR y no H , cuyo análisis no se prosigue por considerar que sus datos son de calidad muy dudosa. En esta investigación, se han realizado diversos intentos de caracterizar de forma paramétrica este cambio metodológico. No se presentan resultados de estos intentos, porque no ha resultado factible tal caracterización, en parte porque el cambio metodológico parece haber influido de forma muy compleja en la serie, y en parte, por la escasez de observaciones anteriores y posteriores al cambio.

Se aplica el logaritmo sobre WR y SR , puesto que, en sus respectivos gráficos de media-desviación típica, se aprecia dependencia positiva entre desviación típica y media. Los gráficos temporales no ofrecen información muy clara a este respecto. La serie HR se transforma por ser el cociente de las dos anteriores.

Tanto $\ln WR$ como $\ln SR$ presentan tendencia creciente. Las series $\nabla \ln WR$ y $\nabla \ln SR$ no se consideran estacionarias puesto que se observa comportamiento estacional. En ambas series, los cuartos trimestres se sitúan por debajo de la media global, salvo excepciones, y las respectivas acf decrecen lentamente en los retardos anuales. Estas razones justifican la aplicación de una diferencia anual sobre $\ln WR$ y $\ln SR$.

Los gráficos temporales de $\nabla_4 \ln WR$ y $\nabla_4 \ln SR$ deambulan y las correspondientes acf apenas decrecen en los primeros retardos regulares, por lo que una diferencia regular adicional parece estar indicada.

Las series $\nabla \nabla_4 \ln WR$ y $\nabla \nabla_4 \ln SR$ parecen estacionarias, aunque se aprecia un cambio de varianza en I/89.

En el gráfico temporal de $\ln HR$ se distinguen un cambio permanente de nivel en

II/84 y una reducción de varianza en I/89, que es aún más evidente en $\nabla \ln HR$, $\nabla_4 \ln HR$ y $\nabla \nabla_4 \ln HR$.

De acuerdo con el cambio metodológico de la Encuesta de Salarios en I/89, parece razonable dividir la muestra en dos y averiguar si los procesos estocásticos de una y otra submuestra son iguales o semejantes. Las series de la primera submuestra (*WRA*, *SRA* y *HRA*) comprenden el periodo de I/81-IV/88 de 32 observaciones y las de la segunda (*WRB*, *SRB* y *HRB*) el periodo IV/88-IV/95 de 29 observaciones. El dato de IV/88 es común a ambas submuestras, porque se emplea en el cálculo oficial del coeficiente de enlace entre la metodología de la Encuesta de Salarios de 1981 (ES81) y la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios de 1989 (ES89).

Las series $\nabla \nabla_4 \ln WRA$, $\nabla \nabla_4 \ln SRA$, $\nabla \nabla_4 \ln WRB$ y $\nabla \nabla_4 \ln SRB$ parecen estacionarias. Estas transformaciones se justifican por razones idénticas a las empleadas para el total de la muestra.

En $\ln HRA$ se aprecia una caída permanente en II/84. El modelo M0.HRA contiene la intervención escalón correspondiente además de una constante. El gráfico de residuos parece centrado y no se observa un claro comportamiento estacional por lo que $\ln HRA$ se considera estacionaria. En las *acf* y *pacf* residuales de M0.HRA se identifica un AR(2) con raíces imaginarias, cuyos parámetros estimados resultan significativamente distintos de cero.

Con objeto de cuestionar el orden de integración de $\ln HRA$ se añade una diferencia regular y otra anual junto con factores MA(1)(1)₄ para obtener el modelo M1.HRA. No se estima el MEG de esta variable, dado el escaso número de observaciones de la muestra. En M1.HRA se obtiene que $\hat{\theta}_1 = 1$, por lo que la estacionalidad parece completamente determinista. Por otro lado, el contraste de DCD no rechaza la hipótesis de $\theta_1 = 1$, puesto que el valor del estadístico es .24. En el modelo final M2.HRA, se recogen los cambios que sugieren estos resultados de no invertibilidad, donde se aprecia que los parámetros AR que se estiman no son significativamente distintos

de cero. Su permanencia en el modelo se justifica por compatibilidad con los modelos de WRA y SRA , que se describen a continuación.

En $\nabla\nabla_4 \ln WRA$ se especifica un escalón en II/84 por compatibilidad con $\ln HRA$ y en las acf y $pacf$, se identifica estructura AR, al menos de orden 2. Esta estructura se recoge en el modelo M1.WRA que incluye una constante negativa y donde, de acuerdo con la diagnosis de residuos, no parece necesario añadir estructura AR regular adicional. Se observa una racha de valores negativos en los primeros retardos regulares, algo más acentuada en $pacf$ que en acf ; entonces se añade un MA(1) de sobreajuste, pero la situación de estimación resulta mal definida, razón por la que no se incluye el parámetro correspondiente. Por otro lado, el estadístico Q de la acf sugiere mala especificación, donde destaca el valor del retardo 8 ($r_8 = -.50(.19)$). Este valor se debe principalmente a distorsiones provocadas por los datos de I/86-I/88 y II/86-II/88. Estos resultados justifican que se considere al modelo M1.WRA como definitivo.

En la acf y $pacf$ de $\nabla\nabla_4 \ln SRA$ se identifica un AR(2) con raíces imaginarias. El modelo M1.SRA contiene esta estructura además de una constante, que se añade tras una estimación inicial del modelo en la que la media residual parece distinta de cero. En acf destaca el valor del retardo 8 ($r_8 = -.38(.19)$) que es fundamentalmente distorsión procedente de los valores extremos III/83-III/85. Al igual que para $\ln WRA$, se añade un MA(1) de sobreajuste y se obtienen resultados análogos. Parece justificado considerar al modelo M1.SRA como definitivo.

De los modelos finales M1.WRA, M1.SRA y M2.HRA se concluye que $\ln WRA$ y $\ln SRA$ operan en una relación CI(2,2) en la frecuencia cero y CI(1,1) en las frecuencias uno y dos.

Las series $\ln WRA$ y $\ln SRA$ presentan tendencias deterministas cuadráticas de pendiente decreciente, con estacionalidad bruscamente cambiante de perfil, además de estructura periódica amortiguada de periodo 4.3 y 3.2 trimestres respectivamente. La serie $\ln HRA$ fluctúa alrededor de una constante y presenta, al igual que $\ln WRA$ y

$\ln SR_A$, estructura periódica amortiguada de periodo estimado en 3.5 trimestres.

El gráfico de datos de $\ln HRB$ deambula, y el de $\nabla \ln HRB$ parece centrado. Se observa comportamiento estacional puesto que los primeros trimestres se sitúan por debajo de la media global, y la *acf* decrece lentamente en los retardos anuales. Por estas razones se aplica una diferencia anual. La serie $\nabla_4 \ln HRB$ deambula y la *acf* decrece lentamente en los primeros retardos regulares, por lo que se toma una diferencia regular adicional.

La serie $\nabla \nabla_4 \ln HRB$ parece estacionaria. Destaca el valor extremo de II/93 que se trata mediante un efecto escalón en nivel, dando lugar al modelo M0.HRB.

Para realizar diagnóstico por sobreajuste se añaden factores $MA(1)(1)_4$, obteniéndose un modelo en el que $\hat{\theta}_1$ es no significativamente distinto de cero, por lo que se elimina en el modelo M1.HRB. El valor del estadístico de contraste de DCD (.02) indica que no se rechaza la hipótesis de $\Theta_1 = 1$, de modo que la estacionalidad parece determinista. Los cambios que sugieren este resultado se presentan en el modelo M2.HRB, donde se suprimen los parámetros no significativamente distintos de cero.

En el gráfico temporal de $\nabla \nabla_4 \ln WRB$ destaca el valor extremo de II/93, que se trata mediante un efecto escalón en nivel, por compatibilidad con el modelo de $\ln HRB$, dando lugar al modelo final M1.WRB. En los gráficos de *acf* y *pacf* no se encuentra evidencia de estructura adicional.

En $\nabla \nabla_4 \ln SRB$ no se identifica estructura ARMA por lo que el modelo final es M1.SRB.

De los modelos finales M1.WRB, M1.SRB y M2.HRB se concluye que $\ln WRB$ y $\ln SRB$ son $CI(2,1)$ en la frecuencia cero y $CI(1,1)$ en las frecuencias uno y dos.

Las series $\ln WRB$ y $\ln SRB$ presentan tendencias lineales estocásticas y estacionalidad bruscamente cambiantes. La serie $\ln HRB$ tiene un nivel que deambula y estacionalidad completamente determinista.

De acuerdo con los resultados presentados, parece evidente que los procesos estocásticos de cada serie, en una y otra submuestra, son bastante diferentes. Los órdenes

de diferenciación regular y anual ($d=D=1$) coinciden en $\ln WRA$, $\ln SRA$, $\ln WRB$ y $\ln SRB$. Sin embargo, los modelos de las dos primeras series, contienen estructura $AR(2)$ con raíces imaginarias además de una constante de signo negativo, no presentes ni en $\ln WRB$ ni en $\ln SRB$. Por otro lado, $\ln HRA$ y $\ln HRB$ parecen $I(0)$ e $I(1)$ respectivamente. El modelo de $\ln HRA$ contiene estructura $AR(2)$ con raíces imaginarias y una constante, no presentes en $\ln HRB$. En ambos casos, la estacionalidad parece determinista.

En definitiva, el cambio de metodología de la ES89 supone complejas modificaciones de estructura que impiden el tratamiento de cada serie en el total de la muestra. Además, el número de observaciones en cada submuestra es insuficiente para análisis más sofisticados. Por estas razones, estas series no se incluyen en los análisis posteriores.

3.5 Financiación: Crédito a Otros Sectores Residentes.

Financiación por Actividades Productivas. Industria (C)

La variable C mide el crédito bancario concedido a las empresas cuya actividad principal se desarrolla en el sector industrial. Se trata, pues, de una medida de la financiación que reciben las empresas industriales muy estrecha.

En el gráfico temporal de C se observa mayor dispersión a medida que aumenta el nivel y en el de media-desviación típica se aprecia cierta dependencia positiva entre la desviación típica local y la media local. Ambos hechos inducen a la transformación logarítmica de la serie que, de acuerdo a los gráficos de $\ln C$, parece adecuada.

La serie $\ln C$ deambula y la acf decrece muy lentamente, por lo que se toma una diferencia regular. La serie $\nabla \ln C$ parece deambular, indicando la conveniencia de aplicar una diferencia regular adicional. En los retardos anuales de la acf se observa un lento decrecimiento. La diferencia anual también parece estar indicada.

El gráfico de la serie $\nabla^2 \ln C$ está centrado. Se detecta comportamiento estacional

sistemático: los valores de los primeros y segundos trimestres se sitúan respectivamente y salvo excepciones, por debajo y por encima de la media global y, en la *acf*, persiste un lento decrecimiento en los retardos anuales. Por estas razones, se aplica una diferencia anual a la serie. El gráfico de $\nabla\nabla_4\ln C$ deambula ligeramente. Se considera conveniente tomar una diferencia regular adicional.

La serie $\nabla^2\nabla_4\ln C$ parece estacionaria. El valor de IV/93 se trata mediante un escalón cuantificado que se justifica por la existencia de información extramuestral (Apéndice D); en concreto, los datos de IV/93 y posteriores se elaboran de acuerdo con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas 1993 (CNAE-93) y los previos en términos de la CNAE-74. En *acf* y *pacf* de $\nabla^2\nabla_4\ln C$, se identifica un MA(1) y un posible MA(1)₄. El modelo estimado es M1.C. En la *pacf*, destaca el valor del retardo 12 ($s_{12} = -.37(.15)$). Es principalmente distorsión debida a las observaciones en II/89-II/92, y II/90-II/93.

En el MEG inicial, uno de los dos factores MA₀ se estima literalmente no invertible. Sobre el modelo que incorpora este resultado y con el fin de contrastar la no invertibilidad del MA₁, se añade un AR₁ de sobreajuste. Se obtiene que $\hat{\lambda}_1 = -1$. Para contrastar si $\lambda_2 = -1$, se añade por sobreajuste un AR₂ en el modelo con estacionalidad determinista en la frecuencia uno. El valor del estadístico DCD (1.02) indica que, al 95% de confianza, no se rechaza no invertibilidad en la frecuencia dos. El modelo final M2.C, recoge los cambios que sugieren estos resultados de no invertibilidad. Del modelo se excluyen los parámetros estimados no significativamente distintos de cero. Al igual que en M1.C, en M2.C se detecta elevada autocorrelación en el retardo 12 de la *pacf* ($s_{12} = -.33(.15)$), que se explica por la distorsión que provocan las observaciones mencionadas anteriormente.

Del modelo M2.C se concluye que $\ln C$ tiene una tendencia lineal, evolutiva en nivel y en derivada, con estacionalidad completamente determinista.

3.6 Conflictividad Laboral: Jornadas No Trabajadas por Huelgas (JH)

Esta variable se estudia por su interés en sí como indicador de disconformidad laboral y también porque podría explicar algo de la varianza del producto industrial.

El gráfico de media-desviación típica de JH presenta una clara relación positiva entre desviación típica local y media local, que sugiere la transformación logarítmica. En el de $\ln JH$ no se aprecia relación. Además, el gráfico temporal de $\ln JH$ presenta mayor homogeneidad en varianza que el de JH . Por estas razones, el logaritmo se considera una transformación conveniente.

El gráfico de datos de $\ln JH$ está centrado. Se observa comportamiento estacional: salvo excepciones, los valores de los primeros trimestres se sitúan por encima de la media global y los de los terceros por debajo. En la *acf* se distingue un lento decrecimiento en los retardos anuales. En consecuencia, se toma una diferencia anual.

La serie $\nabla_4 \ln JH$ parece claramente estacionaria. En los gráficos de *acf* y *pacf* se detecta un $MA(1)_4$. Los resultados de estimación de la estructura identificada, se recogen en el modelo $M1.JH$.

En el MEG inicial, $\hat{\lambda}_0 = 1$. Sobre el modelo que incorpora este resultado, se efectúa el contraste DCD para $\lambda_2 = -1$. El valor del estadístico de contraste (.16) indica que no se rechaza la hipótesis nula de no invertibilidad. En el modelo resultante se contrasta $\lambda_1 = -1$. El valor del estadístico de contraste DCD aproximado (.50) indica no invertibilidad. El modelo final $M2.JH$ incorpora los cambios que los resultados de no invertibilidad sugieren, sustituyendo la estructura anual estocástica de $M1.JH$ por determinista.

En resumen, el nivel de $\ln JH$ fluctúa en torno a una constante, siendo la estacionalidad completamente determinista.

3.7 Precios

En esta sección se analizan dos números índices de precios. En la Sección 3.7.1 se estudia el Índice General de Precios Industriales que se emplea como medida del precio medio del output industrial. La Sección 3.7.2 contiene el análisis del Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales, que mide el precio medio internacional de algunas de las materias primas que se emplean como inputs en el proceso productivo industrial.

3.7.1 Índice General de Precios Industriales (P)

Los gráficos de datos de P y $\ln P$ sugieren de forma débil la conveniencia empírica de emplear el logaritmo, mientras que los gráficos de media-dispersión resultan no informativos acerca de esta cuestión. En esta serie se emplea el logaritmo más por razones teóricas que por evidencias empíricas: P es un número índice y el empleo del logaritmo (conjuntamente con ∇) libera al modelo de cualquier dependencia de su unidad de medida arbitraria.

El gráfico temporal de $\ln P$ presenta tendencia creciente. La serie $\nabla \ln P$ deambula y, con el lento decrecimiento de la *acf*, parece indicar la conveniencia de aplicar otra diferencia regular. La serie $\nabla^2 \ln P$ parece centrada, pero, salvo excepciones, los primeros trimestres se sitúan sistemáticamente por encima de la media global, lo que justifica que se tome una diferencia anual.

La serie $\nabla \nabla_4 \ln P$ parece estacionaria, si se descuenta la apariencia deambulante que los primeros años de la muestra proporcionan a la serie. En *acf* y *pacf* se identifica un AR(1) y un débil MA(1)₄, ambos de parámetro positivo. El modelo M1.P recoge dicha estructura así como términos de intervención para tratar valores extremos destacados en las primeras observaciones, valores que parecen reflejar actualizaciones de precios administrados.

Al estimar el MEG, $\hat{\lambda}_2 = -1$. Se elimina $\hat{\phi}_1$ porque resulta no

significativamente distinto de cero y se incorporan al modelo los cambios que el resultado de no invertibilidad sugiere. Para contrastar $\lambda_1 = -1$, se añade como sobreajuste un AR_1 . El valor del estadístico de contraste aproximado de DCD (.18) indica que no se rechaza la hipótesis nula. El análisis de robustez del modelo que incorpora los cambios sugeridos por los resultados de no invertibilidad, revela que dos de los términos de intervención incluidos en M1.P son no influyentes, por lo que se eliminan. El modelo final es M2.P.

La serie $\ln P$ presenta una tendencia lineal evolutiva bastante bruscamente cambiante y estacionalidad puramente determinista. El nivel de $\ln P$ aumenta permanentemente en II y III/76 en un 4% y durante el año 77 en un 12%. Este hecho parece coincidir con la liberalización de precios de algunos productos contenidos en P .

3.7.2 Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales (B)

En cuanto a la transformación Box-Cox, en B se aprecia la conveniencia de aplicar el logaritmo, con evidencias tanto en el gráfico de datos como en el de media-desviación típica.

El gráfico temporal de $\ln B$ deambula y la acf decrece muy lentamente. En consecuencia, parece necesario aplicar una diferencia regular a la serie.

La serie $\nabla \ln B$ es candidata a estacionaria. Se observan rachas de valores positivos, seguidas de otras de negativos que proporcionan a la serie cierta apariencia deambulante. La configuración de acf y $pacf$ parece propia de un $AR(3)$, cuya estimación factorizada en un $AR(1)$ y un $AR(2)$ con raíces imaginarias, se recoge en el modelo M1.B. La serie $\nabla^2 \ln B$ es claramente estacionaria. En acf y $pacf$ se identifica un $AR(2)$ con raíces imaginarias, cuyos parámetros estimados son muy semejantes a los del modelo M1.B. Para estudiar el orden de integración de la serie, se aplica en M1.B el contraste de SF, que rechaza, al 95% de confianza, la hipótesis nula de no estacionariedad del

parámetro AR(1) (valor del estadístico = 3.26), por lo que $\ln B$ se considera I(1).

La serie $\ln B$ presenta un nivel que deambula, sin estacionalidad y una estructura periódica amortiguada de periodo estimado en 3.4 trimestres.

3.8 Sector Exterior

Esta sección contiene los análisis de las series que miden el comercio exterior de productos industriales terminados. Se estudian las series de Exportaciones (Sección 3.8.1) y de Importaciones (Sección 3.8.2) de Productos Industriales Terminados en pesetas corrientes y constantes, así como las series de sus deflatores implícitos correspondientes.

3.8.1 Exportaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes (YX), a precios constantes (QX) y Precios de Exportaciones de Productos Industriales Terminados ($PX \equiv (YX/QX) \cdot 100$)

En los gráficos de media-desviación típica de YX y QX se aprecia dependencia positiva entre la desviación típica y la media locales y en los gráficos temporales correspondientes, se observa mayor dispersión conforme aumenta su nivel. Tal relación desaparece con $\ln YX$ y $\ln QX$. La serie PX es proporcional al cociente de estas dos series y, en consecuencia, también se le aplica el logaritmo.

Las series $\ln YX$ y $\ln QX$ son no estacionarias. Los gráficos de $\nabla \ln YX$ y $\nabla \ln QX$ están centrados. En ambos casos, se observa comportamiento estacional: los segundos y cuartos trimestres se sitúan sistemáticamente por encima de la media global. Además las *acf* decrecen muy lentamente en los retardos anuales. Por estas razones la diferencia anual es conveniente. Las series $\nabla_4 \ln YX$ y $\nabla_4 \ln QX$ deambulan. Se añade una diferencia regular en cada caso, para asegurar la estacionariedad de $\nabla \nabla_4 \ln YX$ y $\nabla \nabla_4 \ln QX$.

El gráfico temporal de $\ln PX$ presenta una tendencia creciente. La serie $\nabla \ln PX$ deambula, sugiriendo la conveniencia de una diferencia regular adicional. La serie

$\nabla^2 \ln PX$ parece estacionaria puesto que su gráfico temporal está centrado y no se observa comportamiento estacional. Se identifica un destacado impulso en III/94.

Tanto en $\nabla \nabla_4 \ln YX$ como en $\nabla \nabla_4 \ln QX$, se detectan efectos escalón en I y II/86, probablemente debidos a la entrada en el Mercado Común Europeo. La configuración de las respectivas *acf* y *pacf*, sugiere la estimación de sendos $MA(1)(1)_4$. Como resultado se obtienen los modelos M1.YX y M1.QX, que también contienen efectos impulso fechados en III/94, por compatibilidad con $\ln PX$, aunque estimados no significativamente distintos de cero.

Los análisis MEG iniciales de $\ln QX$ y $\ln YX$ son similares. Se tiene que $\hat{\lambda}_2 = -1$, dando lugar a los modelos M2.QX y M2.YX. Obsérvese que estos modelos presentan una peculiaridad. En el caso de M2.QX, uno de sus dos factores MA_0 , se estima literalmente no invertible y en el caso de M2.YX, como más adelante se comprueba, estadísticamente no invertible. Se presentan por compatibilidad con los resultados del modelo de $\ln PX$ que se describe más adelante. Tanto sobre M2.YX como sobre M2.QX se aplica el contraste aproximado de DCD para $\lambda_1 = -1$. Los valores de los estadísticos (5.90 y 9.72, respectivamente), indican que al 95% de confianza, se rechaza la hipótesis nula. A continuación se procede a contrastar la no invertibilidad del factor MA_0 . En M2.QX este factor se estima literalmente no invertible y en M2.YX se efectúa el contraste DCD para $\hat{\lambda}_0 = 1$. El valor del estadístico (.06) indica que no se rechaza la hipótesis de no invertibilidad. Los cambios que estos resultados sugieren, se recogen en los modelos finales, M3.QX y M3.YX.

El modelo M0.PX es un $ARIMA(0,2,0)$ con un impulso en III/94. Las *acf* y *pacf* sugieren la estimación de un $AR(2)$ con raíces imaginarias y/o $MA(1)$ regular. El modelo final M1.PX, es el resultado de combinar las estructuras AR y MA propuestas. El valor del estadístico de contraste de DCD (9.54) indica el rechazo de la hipótesis nula $\theta_1 = 1$.

Los estadísticos de diagnóstico de M1.PX indican mala especificación. Se detecta que la media residual es significativamente distinta de cero, pero incluir μ equivale a

asumir que el nivel de $\ln PX$ contiene un componente de tendencia determinista cuadrática, que económicamente parece poco plausible. Por otro lado, el valor del estadístico Q es elevado, aunque debido fundamentalmente a distorsión provocada por los residuos de IV/92-II/94 y II/94-IV/95 que explican parte del valor del retardo seis ($r_6 = .24(.13)$), y entre I/94-IV/95 parte del valor del retardo siete ($r_7 = -.24(.13)$) en *acf*.

Los modelos M3.YX y M3.QX indican que $\ln YX$ y $\ln QX$ son I(1) en frecuencia cero. Este resultado parece contradecir el orden de integración de $\ln PX$ que, según M1.PX, es I(2). De hecho, si se supone que $\ln QX$ es I(1), dado que $\ln PX$ es I(2), $\ln YX$ ha de ser I(2). Sin embargo, se observa que las desviaciones típicas residuales de $\ln YX$ y $\ln QX$ (7.4%) son cinco veces la de $\ln PX$ (1.4%). Esta diferencia en el orden de magnitud de desviaciones típicas, explica porqué, en la estimación del MEG del modelo M1.YX, se obtiene un MA_0 estadísticamente no invertible.

De los modelos finales de $\ln YX$ y $\ln QX$ se concluye que las tasas logarítmicas de variación anuales a largo plazo son constantes e iguales a un 16% y un 10%, respectivamente. Las series $\ln YX$ y $\ln QX$ presentan tendencias deterministas lineales, y niveles que deambulan. La estacionalidad es, en ambos casos, estocástica en la frecuencia 1 y determinista en la frecuencia 2. Se cuantifica una caída permanente en I/86 de 14% en $\ln YX$ y de 18% en $\ln QX$, y una caída transitoria adicional de 14% en $\ln YX$ y de 11% en $\ln QX$. Parecen consecuencias de la entrada de España en la Comunidad Económica Europea (CEE). Por otro lado, $\ln PX$ sigue una tendencia lineal evolutiva con estructura periódica amortiguada de periodo estimado en 4.2 trimestres, y sin estacionalidad.

3.8.2 Importaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes (YM), a precios constantes (QM) y Precios de Importaciones de Productos Industriales Terminados ($PM \equiv (YM/QM) \cdot 100$)

Sobre YM , QM y PM se aplica la transformación logarítmica. Haciendo uso del material gráfico, se comprueba que las razones que la justifican son análogas a las empleadas en el caso de YX , QX y PX .

Las series $\ln YM$ y $\ln QM$ son claramente no estacionarias. Los gráficos temporales de $\nabla \ln YM$ y $\nabla \ln QM$ están centrados. Se detecta comportamiento estacional, ya que los primeros y cuartos trimestres se sitúan, respectivamente, por debajo y por encima de la media global, y se observa un muy lento decrecimiento de las acf en los retardos anuales. Parece conveniente tomar una diferencia anual en ambas series.

Las series $\nabla_4 \ln YM$ y $\nabla_4 \ln QM$ deambulan y en las acf se observa un decrecimiento muy lento, por lo que parece necesaria una diferencia regular adicional. Los gráficos temporales de $\nabla \nabla_4 \ln YM$ y $\nabla \nabla_4 \ln QM$ y las respectivas acf , presentan patrones estacionarios.

En $\ln PM$ se aprecia una tendencia creciente y en su acf un lento decrecimiento, por lo que parece estar indicada la aplicación de una diferencia regular. La serie $\nabla \ln PM$ deambula, especialmente al comienzo de la muestra, por lo que parece razonable tomar una diferencia regular adicional. La serie $\nabla^2 \ln PM$ está centrada y no se observa comportamiento estacional, por lo que se considera estacionaria.

En las acf y $pacf$ de $\nabla \nabla_4 \ln YM$ y $\nabla \nabla_4 \ln QM$ parecen identificarse sendos $AR(1)_4$. Sin embargo, se añade un efecto impulso en III/84 y un efecto escalón en II/86 debidos a valores extremos y en los gráficos de acf y $pacf$ de los modelos $M0.YM$ y $M0.QM$ se detecta un $MA(1)_4$. Los modelos $M1.YM$ y $M1.QM$, recogen la estructura descrita además de un escalón en IV/86, que destaca tras una primera estimación del

modelo.

Los MEG iniciales de $\ln YM$ y $\ln QM$ presentan características similares. Los valores del estadístico DCD en el contraste de $\lambda_2 = -1$ (.58 y 1.46, respectivamente), indican que la hipótesis nula no se rechaza al 95% de confianza. Estos resultados conducen a los modelos M2.YM y M2.QM. Seguidamente se efectúa el contraste aproximado DCD para $\lambda_1 = -1$. Los valores de los estadísticos (2.38 y 2.40, respectivamente) indican que no se rechaza la hipótesis nula al 95% de confianza. Por último, se contrasta la hipótesis de $\lambda_0 = 1$. En el caso de $\ln YM$, el valor del estadístico (.88) indica que (al 95%) no se rechaza la hipótesis nula. En el caso de $\ln QM$, $\hat{\lambda}_0 = 1$. Estos resultados conducen a los modelos M3.YM y M3.QM.

El gráfico de residuos del modelo M3.QM parece deambular y en los primeros retardos de la *acf* se observa algo de correlación positiva que parece indicar estructura AR(1) de parámetro positivo muy débil. Cuando se estima el modelo que contiene dicho factor, se observa que al parámetro AR es no significativamente distinto de cero.

En las *acf* y *pacf* de $\nabla^2 \ln PM$ se identifica un MA(1). El modelo final es M1.PM, sobre el que se contrasta $\theta_1 = 1$. El valor del estadístico DCD (9.90) indica que se rechaza no invertibilidad.

Los modelos finales M3.YM, M3.QM y M1.PM son contradictorios entre sí puesto que indican que $\ln YM$ y $\ln QM$ son I(1) y $\ln PM$ es I(2) en la frecuencia cero. Este resultado es similar al encontrado en el caso de exportaciones, y puede justificarse de igual modo, puesto que las desviaciones típicas residuales de los modelos de las dos primeras variables están en torno al 5.4%, mientras que la de $\ln PM$ está próxima al 2%.

Según sus modelos finales, $\ln YM$ y $\ln QM$ tienen tasas logarítmicas de variación anual a largo plazo, constantes de un 14% y un 9% respectivamente. Las series $\ln YM$ y $\ln QM$ presentan componentes de tendencia lineal determinista con niveles que deambulan bruscamente. La estacionalidad es, en ambos casos, estocástica en la frecuencia 1 y

determinista en la frecuencia dos. Se cuantifican aumentos permanentes en el nivel de $\ln YM$ y $\ln QM$ de 20% en II/86 y 18% en IV/86. Podrían ser consecuencia de la entrada de España en la CEE. La serie $\ln PM$ sigue una tendencia lineal evolutiva suavemente cambiante.

3.9 Conclusiones

La transformación logarítmica es indicada y se aplica a todas las series analizadas con excepción de las englobadas bajo las secciones de Empleo y Uso del Capital. En ambos casos, ni los gráficos temporales ni los de media-desviación típica muestran evidencia a favor (o en contra) de dicha transformación. En el Capítulo 6 se emplea $\ln E$ en vez de E y se confirma que no es empíricamente relevante tal elección.

Las series E , A , $\ln C$, EE , $\ln PX$, $\ln PM$, ES , AS , $\ln S$ y $\ln P$ parecen $I(2)$ en la frecuencia cero, es decir, presentan tendencias lineales evolutivas, que en los últimos cuatro casos resultan bruscamente cambiantes. Las series U , PU , $\ln B$, NA , $\ln Q$, $\ln YX$, $\ln QX$, $\ln YM$ y $\ln QM$ parecen $I(1)$ en la frecuencia cero. Los niveles de U y PU son evolutivos bruscamente cambiantes, el de $\ln B$ evoluciona aunque no tan bruscamente, y $\ln YX$, $\ln QX$, $\ln YM$, $\ln QM$, NA y $\ln Q$ presentan tendencias lineales deterministas alrededor de las cuales los niveles deambulan, bruscamente en los últimos cuatro casos. Las series ER y $\ln JH$ parecen $I(0)$, es decir, los niveles fluctúan alrededor de una constante.

Obsérvese que, de acuerdo con la Teoría Económica, cabe esperar relaciones entre los niveles de las variables de Producción, Uso del Capital, Empleo, Salarios, Financiación, Precios y variables del Sector Exterior. Se aprecia que las series de Empleo, Salarios ($\ln S$), Precios Industriales ($\ln P$), Precios de Exportaciones ($\ln PX$), Precios de Importaciones ($\ln PM$) y Crédito Bancario ($\ln C$) son $I(2)$ en la frecuencia cero. Por otro lado, las series de Producción ($\ln Q$), Uso de Capital (U y PU) y

Volumen de Comercio Exterior ($\ln QX$, $\ln YX$, $\ln QM$ y $\ln YM$) parecen $I(1)$ en la frecuencia cero. El distinto orden de integración de estos dos grupos de variables parece contradecir a la Teoría Económica. Estos resultados motivan una serie de experimentos cuyo objetivo es la búsqueda de relaciones de cointegración, sobre todo entre variables nominales. En el Apéndice E.3 se detallan los que resultaron fallidos. El Capítulo 6 ofrece algunos resultados que ayudan a aclarar estas dificultades.

La mayor parte de las series presentan estacionalidad puramente determinista, a excepción de $\ln Q$, $\ln QX$, $\ln YX$, $\ln QM$ y $\ln YM$, donde también se detecta estacionalidad estocástica en la frecuencia uno, y de $\ln S$, $\ln B$, $\ln PX$ y $\ln PM$, sin estacionalidad.

Se encuentra gran diversidad en cuanto a las estructuras ARMA de las series estacionarias. La serie $(1+B^2)\nabla \ln Q$ sigue un proceso ARMA(1,2) con μ , $(1+B^2)\nabla \ln YX$ y $(1+B^2)\nabla \ln QX$ siguen sendos MA(3) con μ , $(1+B^2)\nabla \ln YM$ y $(1+B^2)\nabla \ln QM$ siguen sendos MA(2) con μ , $\nabla^2 E$, $\nabla^2 A$ y $\nabla^2 EE$ siguen sendos procesos MA(1), $\nabla^2 AS$ sigue un proceso AR(1), $\nabla^2 \ln S$ sigue un proceso AR(2)₄, $\nabla^2 \ln C$ sigue un proceso ARMA(1,1), $\nabla^2 \ln P$ sigue un proceso ARMA(2,1) y $\nabla \ln B$ sigue un proceso AR(3).

Las desviaciones típicas residuales de los modelos finales de U , PU y ER son muy semejantes entre sí (1.3, 1.3 y 1.2). Las variables de empleo E y A presentan desviaciones típicas residuales similares (17.5 y 17.0). La variable ES tiene una desviación típica residual (15.2) muy superior a la de AS (8.9). De entre las variables transformadas logarítmicamente, el modelo de $\ln JH$ es el que presenta mayor desviación típica residual (59%). Le siguen las variables $\ln YX$ (7.4%), $\ln QX$ (7.4%), $\ln B$ (6.7%), $\ln QM$ (6.0%), $\ln YM$ (5.4%), $\ln PM$ (2.3%), $\ln Q$ (2.0%), $\ln C$ (1.9%) y $\ln PX$ (1.4%). Las desviaciones típicas residuales sustancialmente menores son la de $\ln P$ (.68%) y la de $\ln S$ (.39%).

En la Tabla 3.2.3, Apéndice T.3, se muestran los valores extremos y las intervenciones influyentes, o justificadas por información extramuestral, de los modelos univariantes presentados. Como cabe esperar, este tipo de incidentes se detectan en fechas comunes o próximas entre variables agrupadas en la misma sección (Empleo, Uso del Capital y Importaciones y Exportaciones). A continuación se detallan los incidentes que coinciden con determinados acontecimientos económicos conocidos: la adhesión de España a la CEE en 1986 y la crisis económica de 1992-93.

En 1986 se registran grandes cambios de difícil interpretación económica: reducciones permanentes de $\ln P$ (2% en I/86), permanentes (14%) y transitorias (14%) de $\ln YX$ en I/86, permanentes (19%) y transitorias (10%) de $\ln QX$ en I/86 y aumentos permanentes en $\ln Q$ (II/86), y en $\ln YM$ y $\ln QM$ (20% en II/86 y 18% en IV/86). La reducción del Índice General de Precios Industriales puede ser consecuencia de la caída del precio nominal internacional del barril del petróleo y de la supresión del Impuesto sobre el Tráfico de Empresas (ITE) y otros impuestos, contabilizados como parte de P antes de I/86, cuando fueron suprimidos. En esta fecha se implanta el IVA, que no se incluye en el cómputo de P . Para más detalles acerca de este cambio impositivo, véase Estrada *et al.* (1998). Por otra parte, la entrada de España en la CEE parece tener gran influencia en las series de Comercio Exterior. Se observa que las Exportaciones decrecen y que aumentan las Importaciones de Productos Industriales Terminados.

Entre 1992 y 1993 se producen caídas permanentes en $\ln C$ (II/92), en $\ln Q$ (II/92 y IV/92), en E , A , NA y AS (III/92-I/93), en U (III-IV/92), en $\ln YM$ (IV/92) y en $\ln QM$ (IV/92). Estas reducciones parecen ser reflejo de la crisis económica del momento. Sobre el Empleo se traduce en la destrucción de entre 200 y 273 mil puestos de trabajo estimados, dependiendo de si se considera el registro de EPA o el de la Seguridad Social. La Producción sufre una caída del 7.4%. Se observan ciertos signos de recuperación de la crisis entre 1994 y 1995 en Producción, Empleo, Importaciones y

Crédito Bancario Concedido. La variable $\ln Q$ aumenta permanentemente en II/94 y III/94, también la variable A en III/94 y IV/94, y la variable $\ln QM$ en II/94. En I/95 aumenta permanentemente también $\ln Q$, y en II/95 A y $\ln C$.

El análisis univariante inicial en triadas revela que U y PU son $CI(1,1)$. En el Capítulo 4 se elabora un modelo multivariante para la triada U , PU y ER , en el que los parámetros de las variables deterministas se estiman restringidos a verificar la identidad que define la triada. La construcción de este modelo tiene como fin evaluar la calidad de PU como previsión un trimestre hacia adelante de U .

En el Capítulo 5 se emplea la misma técnica que en el Capítulo 4 para estudiar las series de Empleo. Se analiza la triada E , A y NA para evaluar en qué se diferencian E y A . También se estudia la triada de ES , AS y EE para evaluar hasta qué punto los registros de Empleo por EPA (INE), ES , y por BEL (MTAS), AS , son medidas similares del mismo fenómeno económico. El resultado del análisis en el presente capítulo parece indicar que ES y AS no están cointegradas, aunque el Capítulo 5 descubre que operan en una relación $CI(2,1)$. Hay que tener en cuenta que, a diferencia del Capítulo 5, la estimación del presente capítulo no es eficiente.

En los análisis de la Sección 3.8 se encuentra que las series de exportaciones a precios constantes ($\ln QX$) y a precios corrientes ($\ln YX$) parecen $I(1)$ y que $\ln PX$ parece $I(2)$ en la frecuencia cero. El mismo resultado se detecta para las series de importaciones $\ln QM$, $\ln YM$ y $\ln PM$. Con el fin de resolver estas dos paradojas, se emplea la misma técnica de estimación conjunta descrita en los párrafos anteriores, aunque sin éxito, puesto que se obtienen resultados idénticos a los de los análisis univariantes. Estos resultados no justifican la eliminación de estas series de estudios de relación posteriores. De hecho, se han llevado a cabo con algunas de estas series experimentos univariantes que abren nuevas líneas de investigación. Los análisis univariantes (no presentados aquí) de los ratios $\ln(PX/PM)$ (precio relativo de exportaciones industriales

en términos de importaciones industriales) y $\ln(P/PM)$ (precio relativo de productos industriales interiores en términos de importaciones industriales) indican que ambas variables son $I(1)$. De este resultado se deduce que $\ln P$, $\ln PM$ y $\ln PX$ operan en relaciones $CI(2,1)$. Estas variables junto con $\ln QX$ y $\ln QM$ son susceptibles de ser incluidas en posteriores análisis de relación más sofisticados.

Finalmente, se excluyen de estudios posteriores las series procedentes de la Encuesta de Salarios (Apartado 3.4.2). Se comprueba que el cambio metodológico operado en I/1989 se traduce en un cambio del proceso generador de los datos por submuestras (I/81-IV/88 y IV/88-IV/95). Estas submuestras son insuficientemente largas para los análisis de relación. Y no coinciden ni aproximadamente con la muestra que se elige en los análisis de relación (IV/83-IV/95) del Capítulo 6.

Las series con cuyo análisis se prosigue en capítulos posteriores son: $\ln Q$, U , PU , ER , E , A , NA , ES , AS , EE , $\ln S$ y $\ln P$. Las series $\ln C$ y $\ln JH$ no se incluyen en posteriores análisis, en el primer caso por no detectarse relación con las restantes variables de la industria analizadas, y en el segundo por no encontrarse relación contemporánea con la variable $\ln Q$.

Las series de Comercio Exterior tampoco son seleccionadas para los análisis posteriores, pero esta decisión se basa exclusivamente en la necesidad de poner límites a la presente investigación. Las relaciones de cointegración detectadas entre $\ln PX$, $\ln PM$ y $\ln P$ sugieren futuras líneas de investigación.

APÉNDICE E.3

Algunos Experimentos Fallidos

En este apéndice se comentan algunos experimentos llevados a cabo sin éxito en la búsqueda de relaciones. Se buscan relaciones entre algunas de las variables analizadas en el Capítulo 3 y también con la variable Índice General de Precios de Consumo (PC). El modelo univariante de esta variable, que se presenta en el Capítulo 6, indica que $\ln PC$ es $I(2)$.

En ocasiones el análisis univariante (del logaritmo) del ratio de dos variables $I(2)$ revela que el (logaritmo del) ratio es $I(1)$. Entonces se detecta una relación $CI(2,1)$ entre (los logaritmos de) las dos variables, donde la relación es, simplemente, la diferencia (de logaritmos). Esta clase de prueba se realiza en esta investigación en numerosas ocasiones y en el Capítulo 6 se presentan algunos casos en que resulta exitosa, es decir, en que se detecta $CI(2,1)$. A continuación se comentan someramente algunos casos en que la prueba no reveló cointegración.

Los ratios analizados son los siguientes: $\ln(S/P)$ (salario real en términos de output), $\ln[(S)(E)/(P)]$ (masa salarial real en términos de output), $\ln(S/PC)$ (salario real en términos de consumo), $\ln(P/PC)$ (precio de productos industriales en términos de consumo), $\ln(C/P)$ (crédito bancario concedido real en términos de output industrial), $\ln(C/PC)$ (crédito bancario concedido real en términos de consumo) y $\ln(C/S)$ (crédito bancario concedido real en términos de salarios). Los análisis univariantes de estas variables ratio indican que todas ellas son $I(2)$, por lo que no se detectan relaciones de cointegración.

Algunos de los resultados citados en el párrafo anterior se vuelven paradójicos en el Capítulo 6. Los análisis univariantes de $\ln(S/P)$, $\ln(S/PC)$ y $\ln(P/PC)$ indican que

son $I(2)$. Sin embargo, en el Capítulo 6 se presentan resultados que indican que $\ln(S/MI)$, $\ln(P/MI)$ y $\ln(PC/MI)$ son $I(1)$, donde MI es el agregado monetario MI , que además resulta $I(2)$. De estos últimos resultados se deduce que $\ln(S/P)$, $\ln(S/PC)$ y $\ln(P/PC)$ son $I(1)$. Esta paradoja no es más que un reflejo de que propiedades imposibles en muestras infinitas (teóricas) pueden observarse en muestras pequeñas.

En los análisis de relación de los Capítulos 4, 5 y 6 no se incluye la variable $\ln C$. Esta variable mide el crédito bancario concedido a las empresas de la industria. Se trata, pues, de una medida estrecha de la financiación que el sector industrial recibe del sector bancario. No incluye la financiación a través de acciones y deuda. Esta razón junto con la ausencia de relación detectada con otras variables del sector motiva que, en este punto de la investigación, esta variable se excluya de análisis posteriores.

Se llevan a cabo algunos experimentos adicionales. Se formula un modelo bivariente entre $\ln E$ y $\ln(S/P)$ en busca de una posible relación de cointegración con coeficientes no unitarios. El experimento resulta fallido puesto que no se hallan signos de cointegración.

Adicionalmente se formula un modelo de transferencia de $\ln Q$ vs. $\ln JH$ con la idea que $\ln JH$ podría tener un efecto exclusivamente contemporáneo en $\ln Q$ que explicara parte de la varianza de $\ln Q$. El parámetro que recoge este efecto resulta no significativamente distinto de cero por lo que se decide no incluir $\ln JH$ en estudios posteriores.

APÉNDICE T.3

Tablas: Análisis Univariante con Intervención

En las Tablas 3.1.1 y 3.2.1 se resumen los resultados de estimación de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y Modelos de Estacionalidad Generalizada (MEG) con intervención, asociados a las series analizadas en el Capítulo 3. Todos los parámetros estimados, a excepción de la desviación típica residual, van seguidos de su desviación típica estimada entre paréntesis.

La información contenida en cada tabla es la siguiente: (1) nombre del modelo, M1.w si es $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y M2.w y M3.w si es el MEG con intervención, donde w es el nombre de la variable original, (2) términos de intervención descritos mediante fecha, tipo de intervención (I, impulso, S, escalón y R, rampa), valor estimado del coeficiente y ganancia a largo plazo estimada, (3) transformación Box y Cox (1964) elegida, λ , (4) número de diferencias regulares, d, y anuales, D, en la Tabla 3.1.1 y operador AR de raíces de módulo uno en la Tabla 3.2.1, (5) media estimada, $\hat{\mu}$, de la serie estacionaria, (6) parámetros estimados asociados a los términos de estacionalidad determinista, $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\alpha}_2$, en la Tabla 3.2.1, (7) la estructura estacionaria estimada, parámetros AR anual, $\hat{\Phi}_1$ y $\hat{\Phi}_2$ (con factor de amortiguamiento, \hat{f}_a y período, $p\hat{e}r$), AR regular, $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\phi}_2$ (con \hat{f}_a y $p\hat{e}r$), MA regular, $\hat{\theta}_1$, y anual, $\hat{\Theta}_1$, en la Tabla 3.1.1 y para la generalización de los factores del MA anual, $\hat{\lambda}_f$, y los correspondientes AR, $\hat{\delta}_f$, con f la frecuencia de cada factor, en la Tabla 3.2.1 y (8) la desviación típica residual estimada, $\hat{\sigma}_a$.

La información diagnóstica de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y MEG se recoge respectivamente en las Tablas 3.1.2 y 3.2.2. En concreto, (1) los estadísticos de los residuos, \hat{a}_t , la media muestral, \bar{a} , con su desviación típica estimada entre

paréntesis, $\hat{\sigma}_a^2$, y el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978) con 15 valores de la *acf* (con 10 valores en las submuestras de la Encuesta de Salarios, Apartado 3.4.2 del Capítulo 3), cuyo valor se puede comparar con el valor tabulado correspondiente a una $\chi^2_{(15-k)}$ (ó en su caso, con una $\chi^2_{(10-k)}$), siendo k el número de parámetros estimados de la estructura ARMA del modelo en consideración y (2) los residuos con fecha y valor absoluto tipificado mayor o igual a dos desviaciones típicas residuales, además de los que contribuyen a la explicación de distorsiones en *acf* y *pacf*.

La Tabla 3.2.3 resume valores anómalos e intervenciones de los modelos finales ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)₄ y MEG con intervención incluidos en las Tablas 3.1.2 y 3.2.2, además de los que se consideran reveladores para la búsqueda de hechos comunes. En caso de intervención, el tipo se indica entre paréntesis junto a su valor cuantificado.

Tabla 3.1.1: Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	INTERVENCIONES						ESTRUCTURA ESTACIONARIA						$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$		$\hat{\phi}_1$	$\hat{\theta}_1$
											$f\hat{a}$	$p\hat{e}r$		$f\hat{a}$	
M1.Q	IV/92	S	-.075 (.020)				0	1	1				.31 (.10)	.77 (.11)	2.1%
M1.U	IV/91	S	-4.2 (1.4)				1	1	1					1.00 (.14)	1.3
M1.PU	IV/88	I	-7.3 (1.0)				1	1	1					.88 (.11)	1.4
	IV/91	S	-4.1 (1.4)												
M1.ER	I/89	I	6.7 (1.3)				1	0	0	-.66 (.14)					1.3
	IV/91	I	-3.6 (1.3)												

Tabla 3.1.1 (cont.): Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES							ESTRUCTURA ESTACIONARIA											
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\sigma}_a$		
											fâ	pêr	fâ	pêr					
M1.A	II/80	I	-26.2 (9.7)																
	III/82	I	-34.3 (3.0)																
	II/87	S	22.5 (14.0)																
	I/88	I	-41.9 (9.8)					1	2	0					.59 (.10)		17.6		
	I/91	S	-66.4 (7.8)																
	I/92	S	-69.8 (8.5)																
	III/92	S	-31.7 (11.2)	71.7 (14.0)	79.2 (14.2)														
			$\hat{g} = -182.6(32.7)$																
M1.NA	II/87	S	57.9 (8.1)																
	I/92	S	56.5 (8.1)				1	1	0									8.9	
	I/93	S	-19.2 (5.3)																
M1.AS							1	2	1								1.00 (.32)	12.1	

Tabla 3.1.1 (cont.): Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	INTERVENCIONES							ESTRUCTURA ESTACIONARIA							$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$		$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_1$
			$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$					$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$					
M1.W	I/87	S	-.024 (.004)	-.011 (.004)			1	1	0		.30 (.14)	-.36 (.15)					.39%
			$\hat{g} = -.013(.005)$														
M1.WRA	II/84	S	-.020 (.008)				0	1	1	-.31% (.18%)			.15 (.17)	-.49 (.16)			1.2%
													.7(.1)	4.3(.4)			
M1.SRA							0	1	1	-.28% (.17%)			-.56 (.17)	-.52 (.16)			1.8%
													.7(.1)	3.2(.2)			
M1.HRA	II/84	S	-.028 (.008)				0	1	1				-.41 (.25)	-.50 (.23)	.55 (.27)	1.00 (.57)	1.3%
M1.WRB	II/93	S	-.95% (.48%)				0	1	1								.67%
M1.SRB							0	1	1								.84%
M1.HRB	II/93	S	-.73% (.33%)				0	1	1							.81 (.53)	.29%
M1.C	IV/93	S	-.055 (.019)				0	2	1						.75 (.12)	.73 (.19)	2.2%
M1.JH							0	0	1							.85 (.18)	.65

Tabla 3.1.1 (cont.): Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	INTERVENCIONES						ESTRUCTURA ESTACIONARIA						$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$		$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_1$
			$\hat{g} = .034(.011)$			$\hat{g} = .12(.02)$					$f\hat{a}$	$p\hat{e}r$		$f\hat{a}$	$p\hat{e}r$
M1.P	II/76	S	.023 (.006)	-.011 (.006)											
	I/77	S	.012 (.006)	-.037 (.007)	-.036 (.007)	-.034 (.006)									
			$\hat{g} = .12(.02)$												
	III/79	S	.017 (.005)				0	1	1						
	I/80	S	.017 (.005)												
	II/81	S	.020 (.005)												
	I/86	S	-.021 (.005)												
M1.B [‡]						0	1	0							6.7%

[‡]M1.B contiene además estructura AR(1) con parámetro estimado .68(.13).

Tabla 3.1.1 (cont.): Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES							ESTRUCTURA ESTACIONARIA							$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$		$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_1$
											fâ	pêr	fâ	pêr			
M1.YX	I/86	S	-.26 (.07)	-.13 (.08)			0	1	1						.39 (.18)	.65 (.11)	7.9%
			$\hat{g} = -.13(.08)$														
M1.QX	I/86	S	-.28 (.08)	-.10 (.08)			0	1	1						.54 (.24)	.74 (.10)	7.9%
			$\hat{g} = -.18(.08)$														
M1.PX	III/94	I	.0072 (.068)				0	2	0			.08 (.14)			.65 (.11)		1.4%
											.7(.1)	4.2(.3)					
M1.YM	III/84	I	-.15 (.04)				0	1	1							.74 (.11)	5.6%
	II/86	S	.20 (.05)														
	IV/86	S	.18 (.05)														

Tabla 3.1.1 (cont.): Modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	INTERVENCIONES						ESTRUCTURA ESTACIONARIA												
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	λ	d	D	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\sigma}_a$		
											<i>fâ</i>	<i>pêr</i>	<i>fâ</i>	<i>pêr</i>					
M1.QM	III/84	I	.17 (.04)																
	II/86	S	.20 (.06)				0	1	1									.72 (.13)	
	IV/86	S	.17 (.06)															6.1%	
M1.PM							0	2	0									.80 (.08)	2.3%

Tabla 3.1.2: *Resumen de la diagnosis de los residuos de los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención*

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS			
M1.Q	-.03%(.23%)	8.4(13)	III/76:	1.9	II/86:	2.2
			II/94:	2.1	III/94:	2.1
			IV/95:	-2.1		
M1.U	-.01(.14)	9.1(14)	III/82:	-2.6	II/83:	-2.8
			II/88:	2.1	III/92:	-1.9
			IV/92:	-2.4		
M1.PU	-.00(.16)	13.9(14)	III/77:	-1.7	II/78:	1.8
			I/80:	-1.8	II/83:	-1.9
			I/85:	-1.8	II/87:	-1.8
			I/92:	2.1	IV/92:	-2.4
			III/93:	2.2	II/94:	1.9
M1.ER	.00(.14)	18.4(15)	II/75:	-1.8	III/75:	2.0
			IV/75:	2.0	II/81:	-1.8
			II/83:	-2.6	III/87:	2.6
			I/95:	1.7		
M1.E	.81(2.20)	9.2(14)	II/77:	2.7	III/81:	-1.8
			II/82:	2.0	II/83:	2.7
			II/95:	2.2		
M1.A	.61(2.01)	6.9(14)	III/85:	2.3	I/89:	1.8
			IV/94:	2.0	II/95:	2.3
M1.NA	-.00(1.01)	18.0(15)	I/77:	-2.1	III/78:	-1.8
			III/80:	1.8	I/82:	-1.8
			II/83:	2.6	III/85:	-2.1
			II/89:	2.0	III/92:	-2.2
			I/94:	2.3		
M1.AS	-.86(1.79)	14.5(14)	III/92:	-2.7	III/93:	1.8
			II/94:	2.6		
M1.W	-.042%(.057%)	10.0(13)	II/89:	1.7	I/91:	-2.0
			I/93:	-1.7	II/93:	-1.8
			IV/93:	-1.9	I/94:	1.7
			III/94:	-2.0		
M1.WRA	.01%(.23%)	20.2(8)	II/86:	2.3	I/88:	1.9
			II/88:	-1.7		
M1.SRA	-.03%(.34%)	19.7(8)	III/83:	2.2	III/85:	-1.8
			III/86:	1.9		
M1.HRA	-.01%(.22%)	6.6(6)	II/86:	1.9	IV/86:	1.9
			IV/88:	-2.2		
M1.WRB	-.10%(.14%)	11.3(10)	I/90:	2.0		
M1.SRB	-.08%(.17%)	4.9(10)	I/90:	2.0		
M1.HRB	.012%(.057%)	10.5(9)	I/91:	-2.9	II/94:	2.1
			IV/94:	1.9		

Tabla 3.1.2 (cont.): Resumen de la diagnosis de los residuos de los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS			
M1.C	.13%(.32%)	18.1(13)	II/89: 1.8 II/92: -2.4 I/95: 1.7	I/91: 2.0 II/93: -1.9		
M1.JH	-2.3%(8.7%)	15.2(14)	IV/83: 1.9 III/91: 1.8 II/95: -1.8	II/89: 2.1 I/94: -2.5		
M1.P	-.053%(.075%)	10.3(13)	II/78: 2.0 I/83: 2.2 I/87: -1.7 I/95: 2.0	IV/82: 1.8 I/86: -2.2 II/87: 1.9		
M1.B	.50%(.84%)	16.0(12)	I/83: 2.4 II/88: 1.8 II/95: -1.9	II/83: -1.7 I/94: 2.1		
M1.YX	-.95%(.98%)	9.2(13)	III/82: -2.0 III/86: -2.0	I/84: 2.1 I/94: 2.2		
M1.QX	.19%(.98%)	11.0(13)	III/82: -1.7 II/84: 1.8 I/94: 2.1	I/84: 2.2 I/89: 1.8		
M1.PX	-.26%(.18%)	21.6(12)	I/89: -1.8 IV/92: 1.9 IV/95: 2.6	I/92: -1.8 III/95: -1.9		
M1.YM	-.78%(.73%)	8.9(14)	II/83: -2.4 III/90: -2.3	III/87: 1.8 IV/92: -1.8		
M1.QM	-.17%(.80%)	9.6(14)	III/82: -2.0 III/87: 1.9 III/89: -1.7 IV/92: -2.2	II/83: -2.1 II/88: 1.7 III/90: -1.8 II/95: 1.9		
M1.PM	-.26%(.30%)	9.1(14)	I/83: 1.9 III/93: 2.6 I/95: 1.7	III/91: 2.5 II/94: -2.0		

Tabla 3.2.1 (cont.): Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES							λ	AR CON RAÍCES DE MÓDULO UNO	$\hat{\mu}$	TÉRMINOS DETERMINISTAS ESTACIONALES				ESTRUCTURA ESTACIONARIA				$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$	$\hat{\alpha}_1$				$\hat{\beta}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}_1$				
M2.E	II/80	I	-46.7 (9.6)					1	∇^2											17.5	
	III/82	I	-32.0 (9.3)																		
	II/87	S	66.5 (15.5)																		
	I/88	I	-35.2 (9.7)																		
	I/91	S	-48.5 (4.9)																		
	III/92	S	-38.8 (15.7)	71.8 (16.4)	89.5 (15.9)																
			$\hat{g} = -200.1(35.1)$																		

Tabla 3.2.1 (cont.): Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES						λ	AR CON RAÍCES DE MÓDULO UNO	$\hat{\mu}$	TÉRMINOS DETERMINISTAS ESTACIONALES			ESTRUCTURA ESTACIONARIA					$\hat{\sigma}_a$		
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$				$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}_1$			
M2.NA	II/87	S	53.7 (.6)					∇	-1.6 (.8)	2.1 (.9)	.94 (.81)	.53 (.47)					8.5			
	I/92	S	56.3 (8.6)				1													
	I/93	S	-19.4 (8.6)																	
M2.AS†	III/92	R*	-38.8 (6.5)				1	∇ ²			-6.4 (.9)	6.6 (.5)					8.9			
M2.ES	II/87	S	74.7 (15.6)					∇ ²									18.1			
	I/88	I	-37.9 (10.1)				1													
	I/91	S	-45.5 (16.2)																	.44 (.18)
	III/92	S	-45.6 (16.4)	78.9 (17.0)	89.5 (16.9)															

†M2.AS contiene además estructura AR(1) con $\hat{\phi}_1 = -.34(.17)$, donde $\xi_t^{R*} = \xi_t^{R, III/92} - \xi_t^{R, II/94} = (1+B+\dots+B^6)\xi_t^{S, III/92}$

Tabla 3.2.1 (cont.): Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES					λ	AR CON RAÍCES DE MÓDULO UNO	$\hat{\mu}$	TÉRMINOS DETERMINISTAS ESTACIONALES				ESTRUCTURA ESTACIONARIA					$\hat{\sigma}_a$
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$				$\hat{\omega}_3$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}_1$	
M3.EE	II/87	S	71.5 (8.3)				1	∇^2										12.0
	I/88	I	-32.6 (8.1)															
	I/90	S	37.8 (8.0)															
	I/91	S	-51.2 (7.2)															
	III/92	S	-19.3 (6.9)	47.5 (7.1)	58.9 (12.4)													
			$\hat{g} = -125.74(11.37)$															
I/95	S	-45.8 (7.2)																
M2.HRA*	II/84	S	-033 (.003)			0		5.04 (.22%)	.63% (.39%)	-.41% (.20%)								1.1%

*M2.HRA contiene además estructura AR(2), con $\hat{\phi}_1 = -.21(.18)$, $\hat{\phi}_2 = -.24(.18)$, $\hat{d} = .5(.2)$ y $\hat{p}er = 3.5(.4)$.

Tabla 3.2.1 (cont.): Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD. VAR	INTERVENCIONES						λ	AR CON RAÍCES DE MÓDULO UNO	$\hat{\mu}$	TÉRMINOS DETERMINISTAS ESTACIONALES			ESTRUCTURA ESTACIONARIA					$\hat{\sigma}_a$
	FECHA	TIPO	$\hat{\omega}_0$	$\hat{\omega}_1$	$\hat{\omega}_2$	$\hat{\omega}_3$				$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}_1$	
			$\hat{g} = -.19(.07)$															
M3.QX	I/86	S	-.29 (.07)	-.11 (.08)			0	$\nabla(1+B^2)$.050 (.009)			.51 (.20)		-.81 (.08)	7.4%			
			$\hat{g} = -.19(.07)$															
	III/94	I	.023 (.065)															
M2.YM	III/84	I	-.15 (.04)				0	$\nabla^2(1+B^2)$.92 (.07)		-.85 (.08)	5.4%			
	II/86	S	.20 (.05)															
	IV/86	S	.17 (.05)															
M3.YM	III/84	I	-.15 (.04)				0	$\nabla(1+B^2)$.070 (.013)					-.86 (.08)	5.4%			
	II/86	S	.20 (.05)															
	IV/86	S	.18 (.05)															

Tabla 3.2.2: Resumen de la diagnosis de los residuos de los Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS			
M2.Q	-.01%(.22%)	7.5(13)	III/76: 1.9 II/86: 2.1 II/92: -1.9 III/94: 2.1 IV/95: -2.1	I/77: 1.9 II/89: 1.7 II/94: 1.9 I/95: 1.7		
M2.U	.02(.14)	9.5(15)	III/75: 2.0 II/83: -2.8 III/92: -1.9	III/82: -2.6 II/88: 2.0 IV/92: -2.3		
M2.PU	.02(.15)	17.4(15)	III/77: -2.0 I/80: -1.9 I/85: -1.9 II/87: -2.0 IV/92: -2.3	II/78: 1.8 II/83: -1.9 I/87: -1.8 I/90: -1.9 III/93: 2.2		
M2.ER	.00(.14)	15.4(15)	III/75: 2.1 II/83: -2.1 III/87: 2.7 IV/89: -1.7 I/95: 1.7	IV/75: 1.7 I/87: -1.8 II/88: 1.8 IV/92: -2.1		
M2.E	.69(2.00)	7.7(14)	II/77: 2.1 II/84: -2.3 II/90: -2.3	II/83: 2.0 III/85: 2.0 I/95: -2.0		
M2.A	.58(1.94)	9.1(14)	III/85: 2.7 II/90: -1.9 IV/94: 2.2 II/95: 1.9	I/89: 2.0 III/94: 1.8 I/95: -1.7		
M2.NA	-.00(.97)	21.3(15)	I/77: -2.2 I/82: -1.9 III/83: 1.7 III/92: -2.1	III/80: 2.1 II/83: 2.2 III/85: -1.9 I/94: 2.4		
M2.AS	.37(1.36)	14.9(14)	III/85: 2.4 III/89: -2.1 III/93: 1.7	III/88: -2.0 III/90: -1.7		
M2.ES	1.1(2.8)	7.9(14)	I/89: 1.7 III/90: -1.7 II/95: 2.0	II/90: -1.9 I/95: -1.8		
M3.ES	.54(2.34)	7.4(15)	III/85: 2.0 IV/88: 1.8 I/94: 2.4	I/87: -1.7 IV/93: -2.0		
M2.EE	-.00(2.21)	7.9(15)	III/88: -1.9 II/93: 2.0 I/95: -2.6	I/90: 2.6 III/93: 1.7		

Tabla 3.2.2 (cont.): Resumen de la diagnosis de los residuos de los Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS			
M3.EE	1.5(1.8)	15.6(14)	III/86:	-1.8	III/88:	-1.9
			III/89:	1.7	II/93:	2.2
M2.HRA	.01%(.20%)	5.8(8)	I/81:	1.8	IV/88:	-1.9
M2.HRB	.003%(.047%)	13.4(10)	I/91:	-2.8	II/94:	2.2
			IV/94:	2.0		
M2.C	-.17%(.27%)	17.3(13)	III/84:	-2.1	II/89:	2.0
			III/89:	1.7	I/90:	-1.8
			II/90:	1.7	II/92:	-2.2
			II/93:	-2.0	I/95:	1.9
M2.JH	.00%(7.93%)	15.0(15)	IV/83:	1.7	II/89:	2.0
			IV/90:	-1.8	I/94:	-2.6
			II/95:	-1.7		
M2.P	-.034%(.075%)	6.7(13)	II/78:	1.8	III/79:	3.2
			II/81:	2.3	I/83:	2.2
			III/84:	-2.0	I/91:	-2.1
			IV/95:	-1.7		
M2.YX	-.78%(.93%)	9.1(12)	I/84:	2.2	IV/85:	1.7
			III/86:	-2.3	I/94:	2.0
M3.YX	-.33%(.90%)	8.9(13)	I/82:	2.0	I/84:	2.4
			IV/85:	1.8	III/86:	-2.1
			I/94:	1.9		
M2.QX	-.20%(.93%)	9.2(12)	I/84:	2.1	III/83:	-1.8
			IV/85:	1.7	III/86:	-1.8
			I/89:	1.8	I/94:	2.0
M3.QX	-.25%(.92%)	9.9(13)	III/83:	-1.8	I/84:	2.1
			II/84:	1.8	III/86:	-1.7
			I/89:	1.7	I/94:	2.0
M2.YM	-.62%(.71%)	8.5(13)	II/83:	-2.6	IV/83:	-1.9
			III/87:	1.9	II/88:	2.0
			III/90:	-2.3	IV/92:	-1.9
			II/94:	1.7		
M3.YM	-.12%(.69%)	9.0(14)	II/83:	-2.3	IV/83:	-1.7
			III/87:	2.0	II/88:	2.2
			III/90:	-2.2	IV/92:	-2.2
M2.QM	-.04%(.77%)	8.4(13)	III/82:	-1.7	II/83:	-2.4
			III/87:	2.0	III/89:	-1.8
			III/90:	-1.7	IV/92:	-2.2
			II/94:	2.3		

Tabla 3.2.2 (cont.): Resumen de la diagnosis de los residuos de los Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS			
M3.QM	-.09%(.75%)	9.0(14)	II/83:	-2.5	IV/83:	-1.7
			III/87:	2.2	II/88:	1.8
			I/90:	1.7	IV/92:	-2.2
			III/93:	-1.7	II/94:	1.9

Tabla 3.2.3 (cont.): Valores anómalos e intervenciones de los modelos univariantes estimados (MVE)

FE-CHA	Modelo. Variable													
	M1.WRB	M1.SRB	M2.HRB	M2.C	M2.JH	M2.P	M1.B	M3.YX	M3.QX	M1.PX	M3.YM	M3.QM	M1.PM	
III/75														
IV/75														
II/76						.027(S)								
III/76						.011(S)								
I/77						.015(S)								
II/77						.038(S)								
III/77						.030(S)								
IV/77						.032(S)								
II/78						1.8								
III/78														
III/79						3.2								
I/80						.027(S)								
II/80														
III/80														
II/81						2.3								
I/82								2.0						
III/82														
I/83						2.2	2.4						1.9	
II/83							1.7				-2.3	-2.5		
III/83									-1.8					
IV/83					1.7						-1.7	-1.7		
I/84								2.4	2.1					

Tabla 3.2.3 (cont.): Valores anómalos e intervenciones de los modelos univariantes estimados (MVE)

FE-	Modelo. Variable													
	M1.WRB	M1.SRB	M2.HRB	M2.C	M2.JH	M2.P	M1.B	M3.YX	M3.QX	M1.PX	M3.YM	M3.QM	M1.PM	
III/90											-2.2			
IV/90					-1.8									
I/91			-2.8			-2.1								
II/91														
III/91													2.5	
IV/91														
I/92										-1.8				
II/92				-2.2										
III/92														
IV/92										1.9	-2.2	-2.2		
I/93														
II/93	-95%(S)		-68%(S)	-2.0										
III/93														2.6
IV/93				-0.53(S)										
I/94					-2.6			1.9	2.0					
II/94			2.2				2.1					1.9	-2.0	
III/94														
IV/94			2.0											
I/95				1.9										1.7
II/95					-1.7		-1.9							
III/95										-1.9				
IV/95						-1.7				2.6				

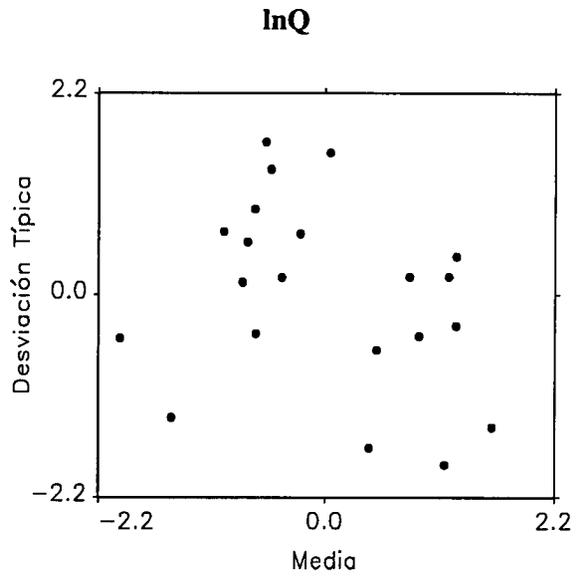
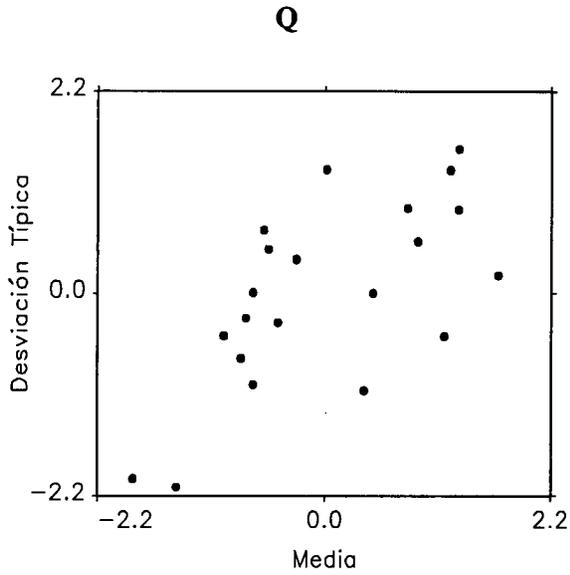
APÉNDICE G.3

Instrumentos Estadísticos y Gráficos

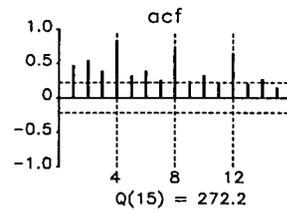
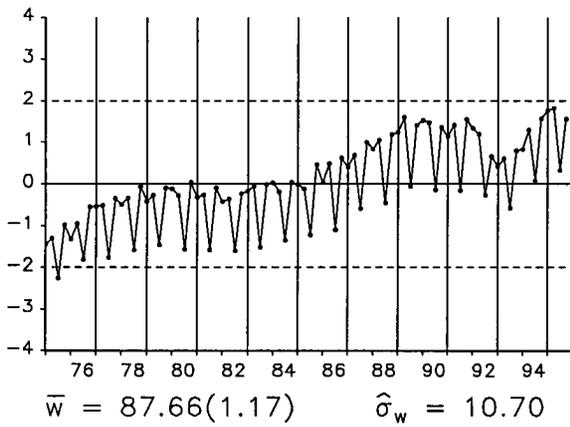
Los informes presentados en este apéndice contienen tanto los instrumentos gráficos y estadísticos de especificación inicial univariante de las series consideradas como los instrumentos de diagnóstico de sus modelos estimados.

Para cada serie se ofrecen los siguientes instrumentos: (1) gráficos tipificados de media-desviación típica de la variable original w y de $\ln w$, (2) gráficos temporales tipificados de w , ∇w , $\nabla^2 w$, $\nabla_4 w$, $\nabla \nabla_4 w$ y $\nabla^2 \nabla_4 w$ o en su lugar $\ln w$ si se toma la transformación logarítmica, (3) gráficos temporales de los residuos tipificados de los modelos estimados con intervención, M0. w si es $ARIMA(0,d,0)(0,D,0)_4$, M1. w si es $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y M2. w y M3. w si es el MEG, y (4) a la derecha de los gráficos temporales, los gráficos de la *acf* muestral (arriba) y de la *pacf* muestral (abajo). No se presenta la *pacf* de transformaciones w y/o $\ln w$, que no proporcionan información relevante por su carácter no estacionario. Con el fin de facilitar la lectura del gráfico temporal, el eje de abscisas tiene divisiones cada dos años; la línea vertical divisoria corresponde al primer trimestre del año señalado y cada trimestre se representa por un punto. En las *acf* y *pacf* se marcan los retardos anuales 4, 8 y 12, con líneas verticales discontinuas y $\pm 2\sqrt{N}$ con líneas horizontales discontinuas, donde N es el número de observaciones de la serie representada.

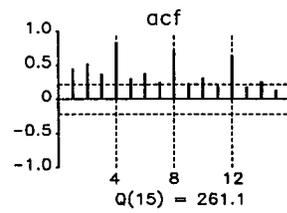
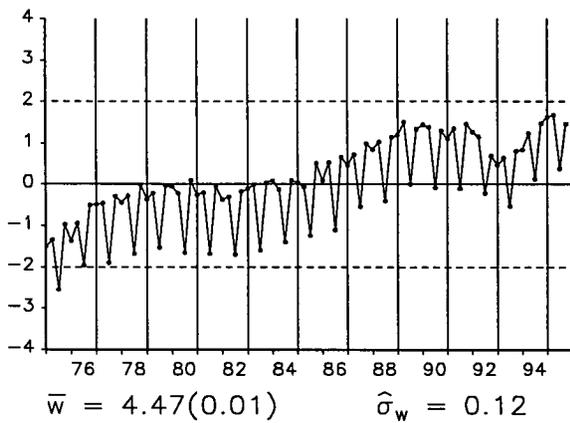
Al pie del gráfico temporal de la serie w , aparecen la media muestral, \bar{w} , con su desviación típica entre paréntesis, $\hat{\sigma}_{\bar{w}}$, y la desviación típica de los datos, $\hat{\sigma}_w$, y al pie de la *acf*, el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978) calculado con 15 valores de la *acf* (salvo excepciones que se calcula con 10 valores).



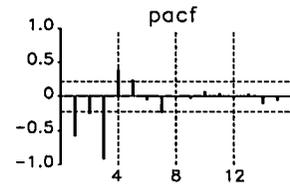
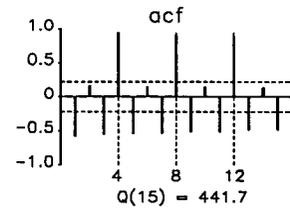
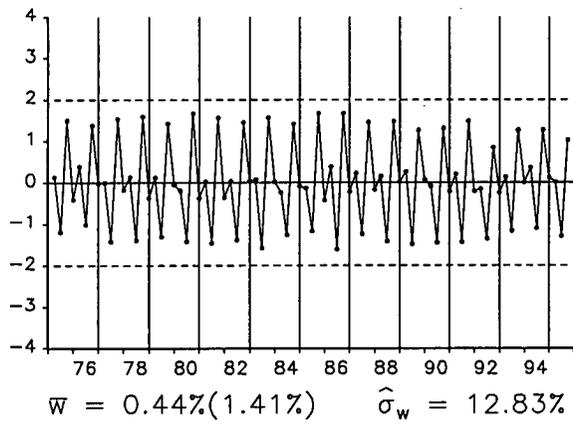
Q_t



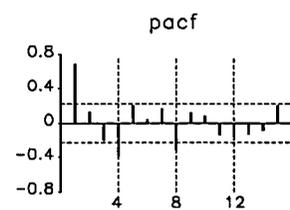
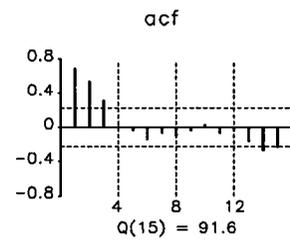
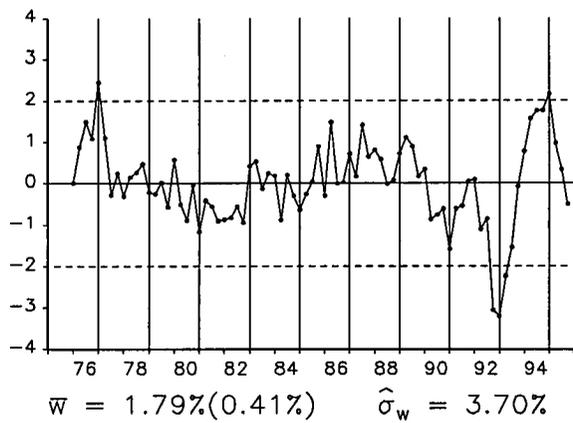
$\ln Q_t$



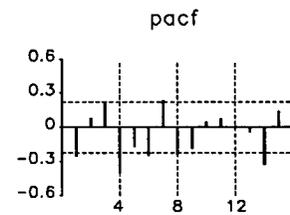
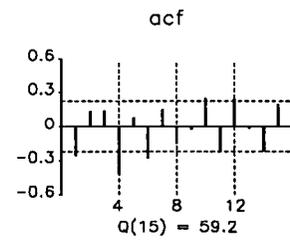
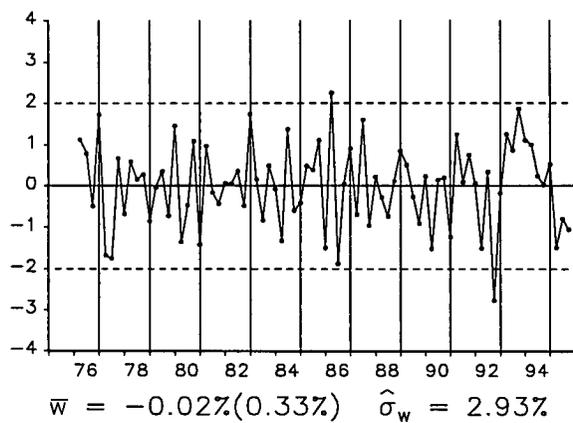
$\nabla \ln Q_t$



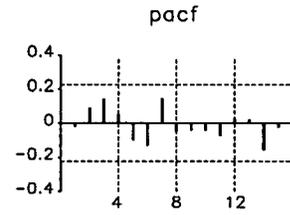
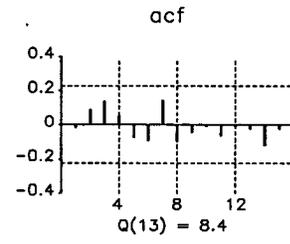
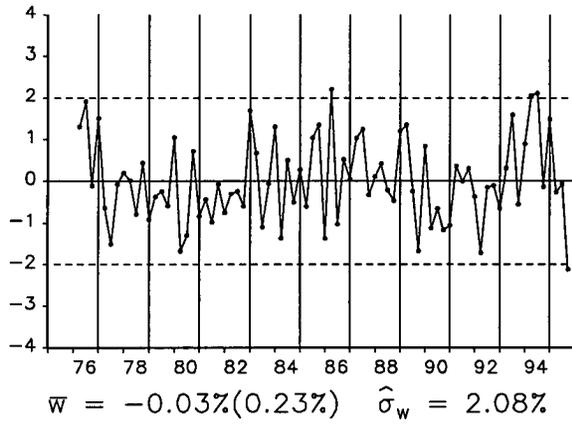
$\nabla_4 \ln Q_t$



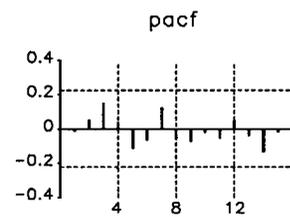
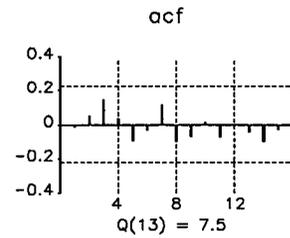
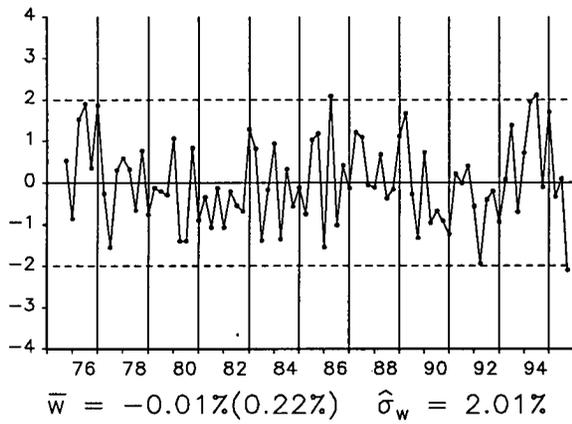
$\nabla \nabla_4 \ln Q_t$

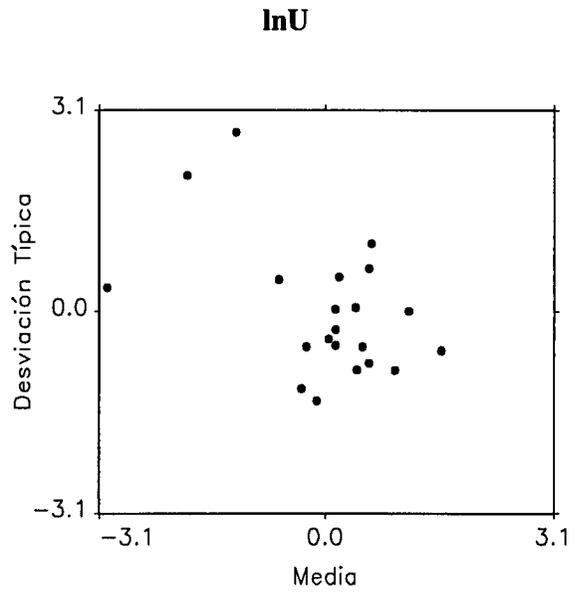
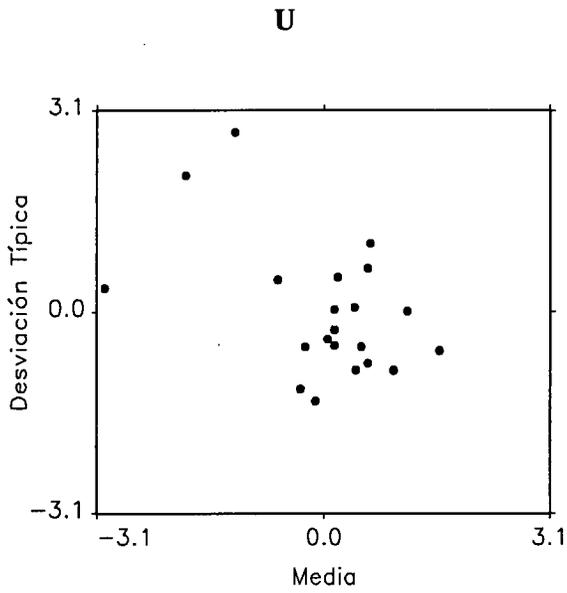


Residuos Modelo M1.Q

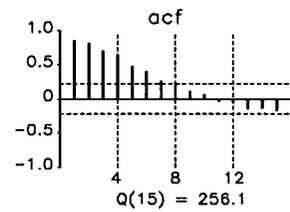
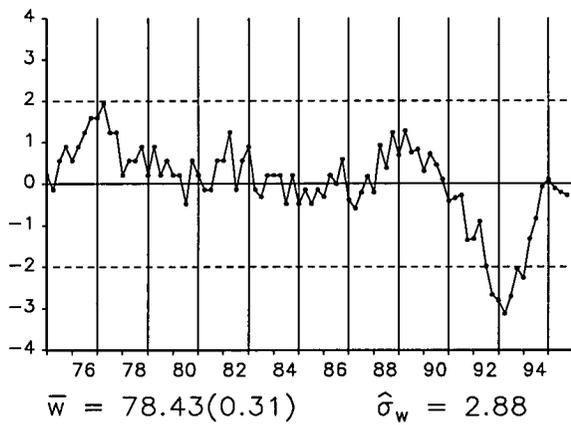


Residuos Modelo M2.Q

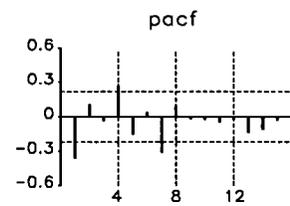
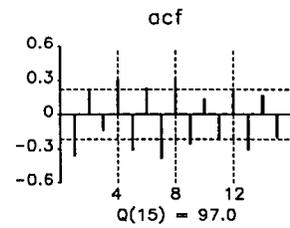
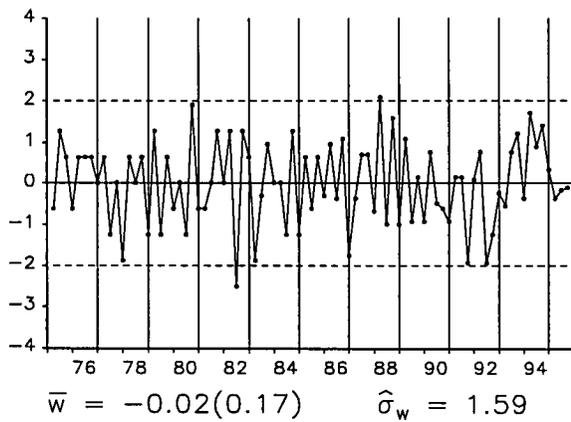




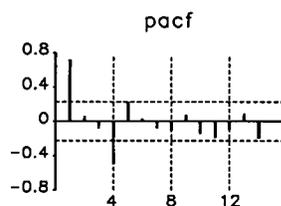
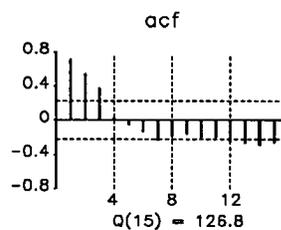
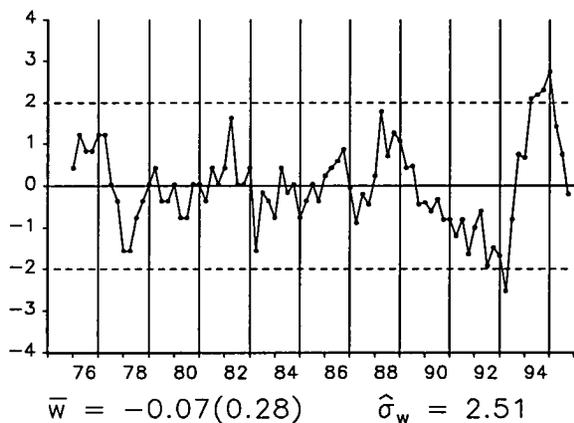
U_t



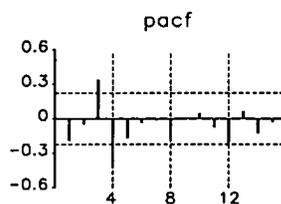
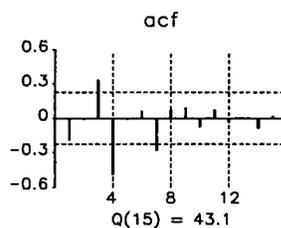
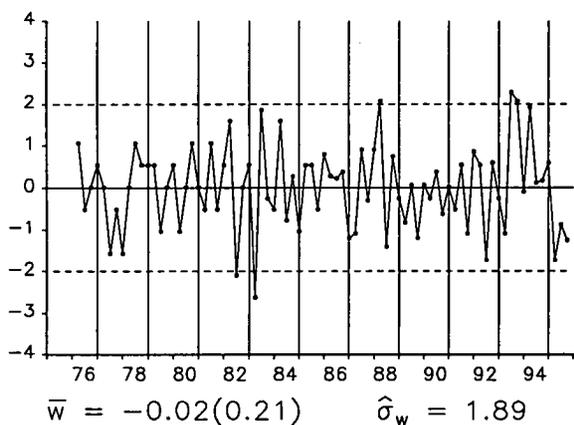
∇U_t



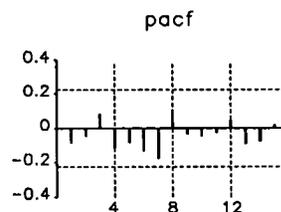
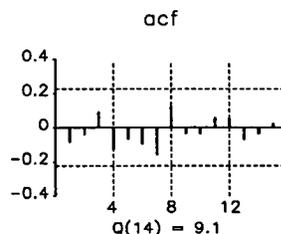
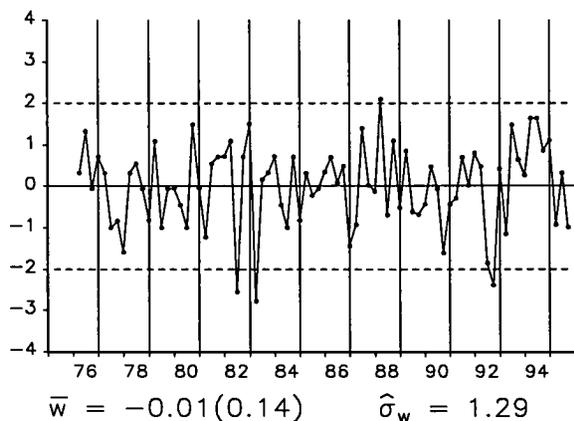
$\nabla_4 U_t$



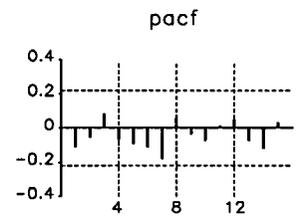
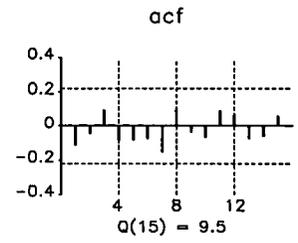
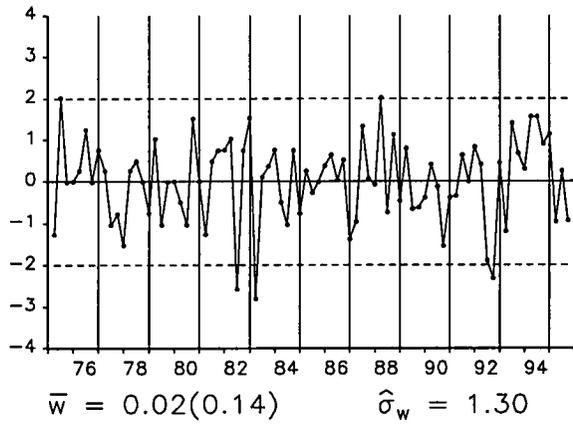
$\nabla\nabla_4 U_t$

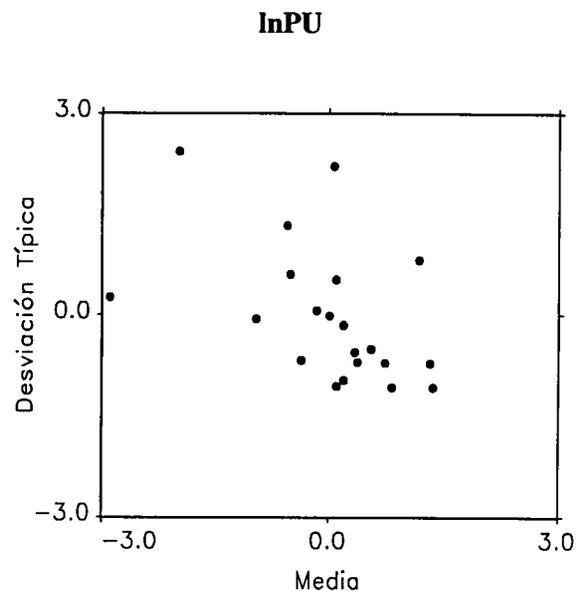
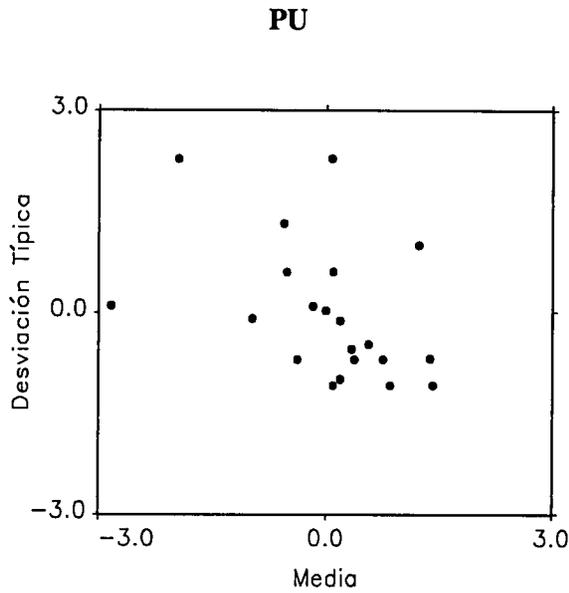


Residuos Modelo M1.U

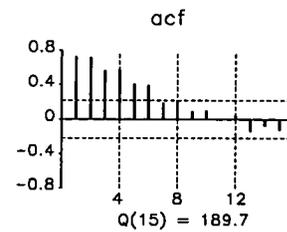
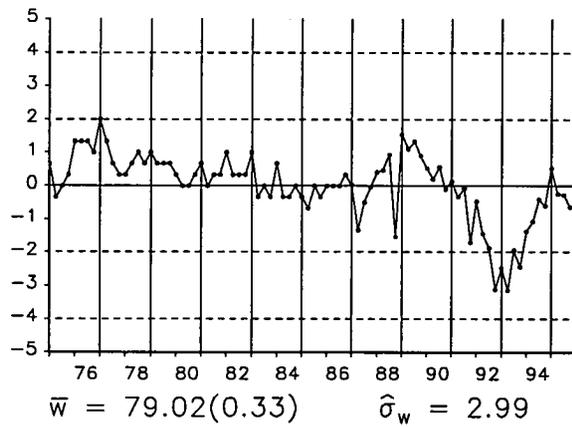


Residuos Modelo M2.U

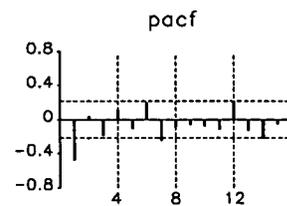
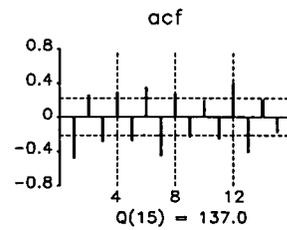
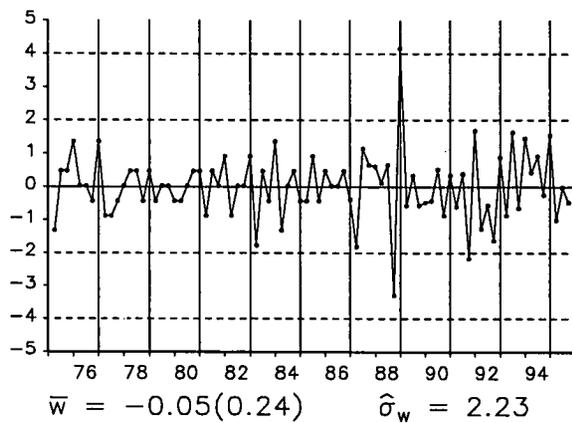




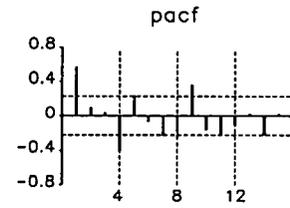
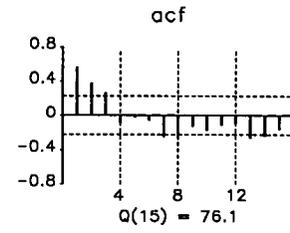
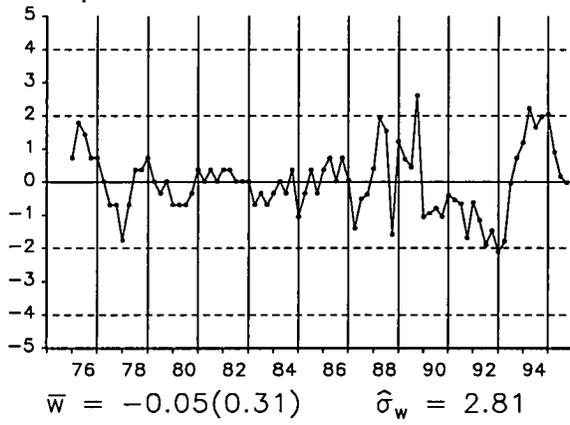
PU_t



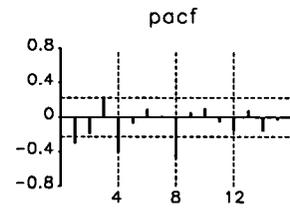
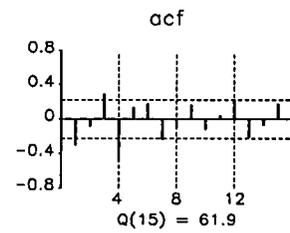
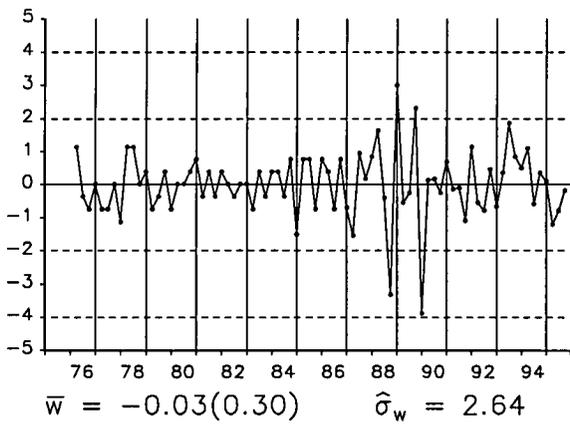
VPU_t



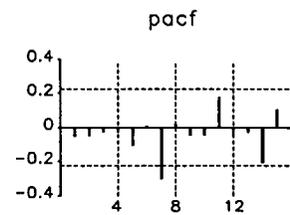
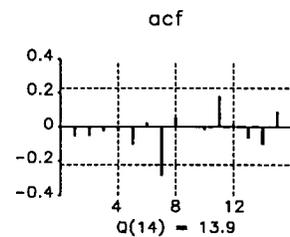
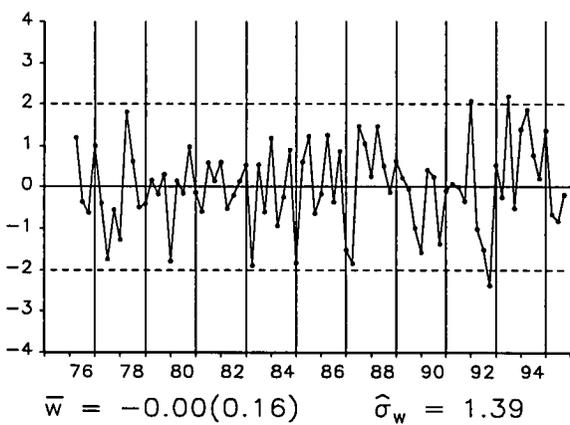
$\nabla_4 PU_t$



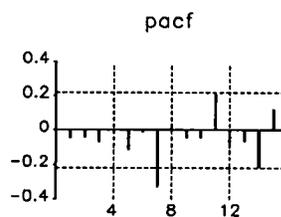
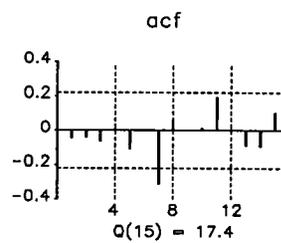
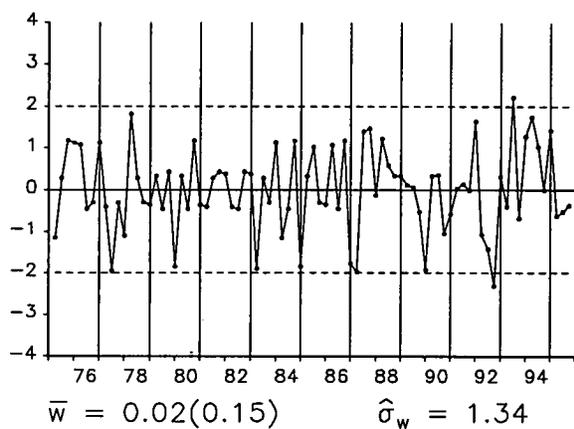
$\nabla\nabla_4 PU_t$



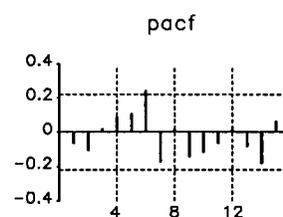
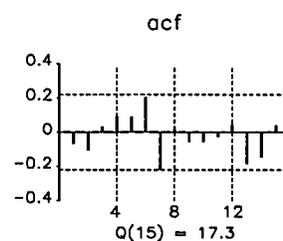
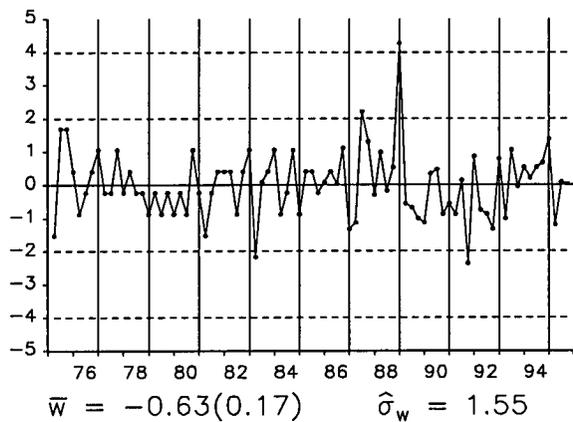
Residuos Modelo M1.PU



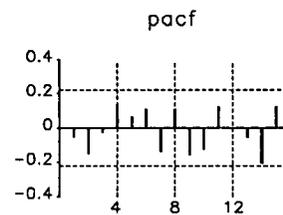
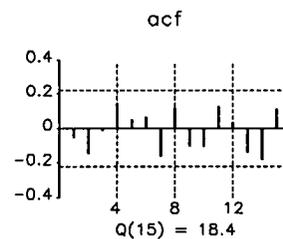
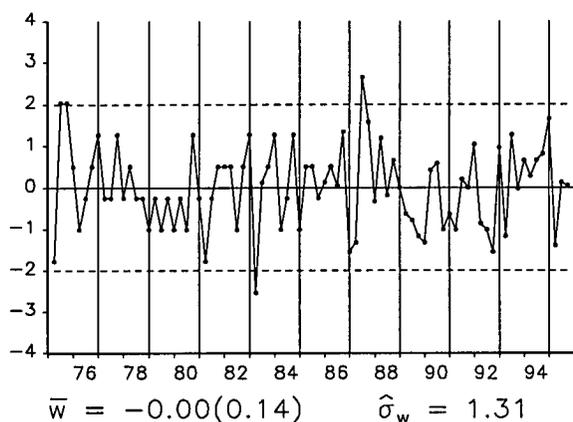
Residuos Modelo M2.PU



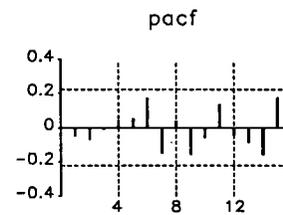
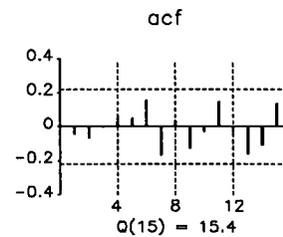
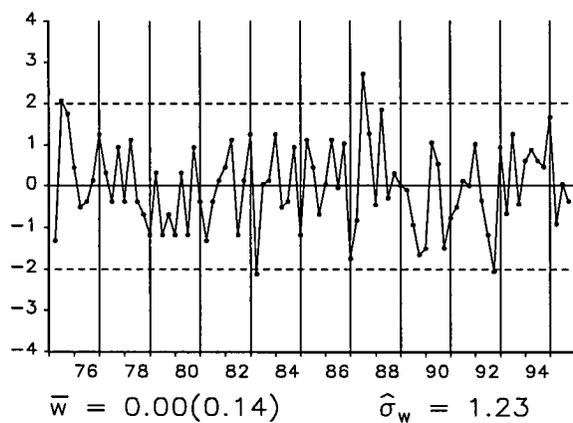
ER_t

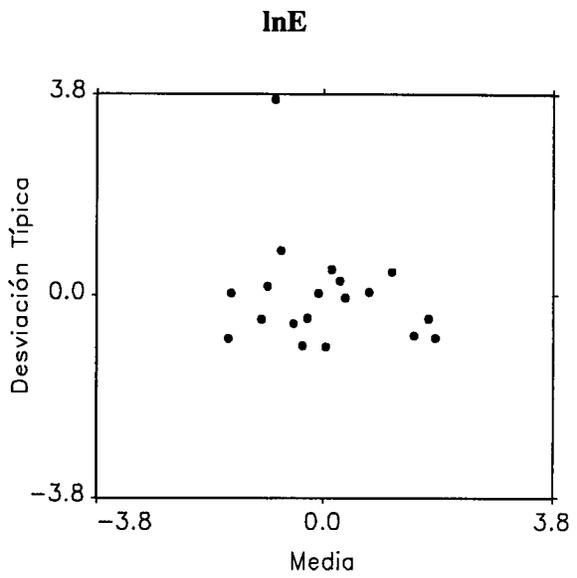
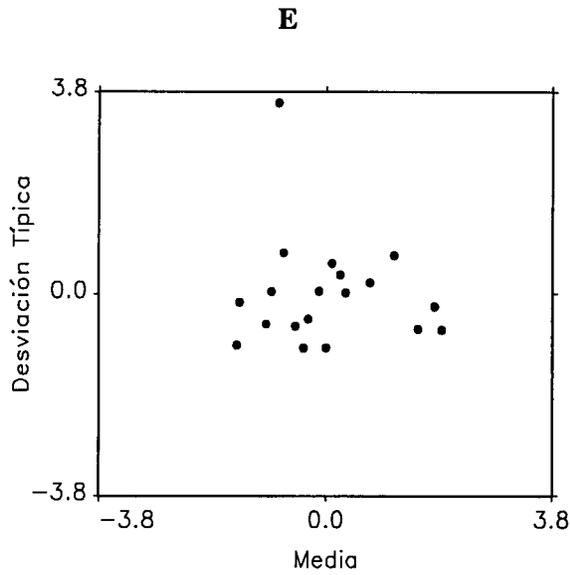


Residuos Modelo M1.ER

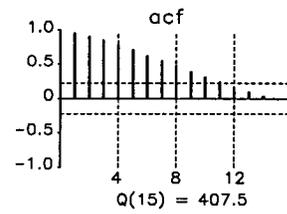
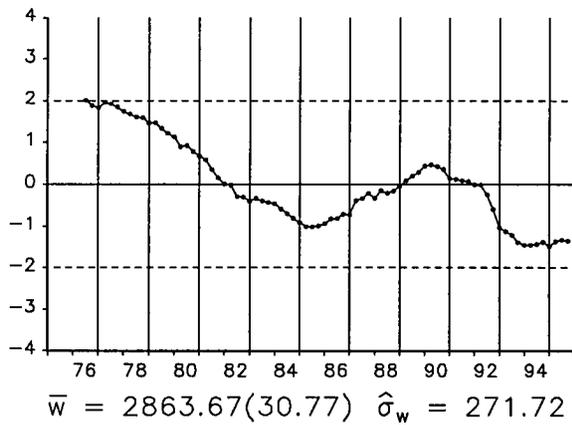


Residuos Modelo M2.ER

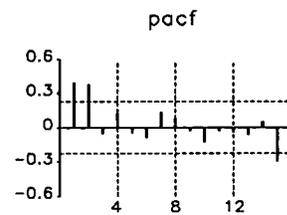
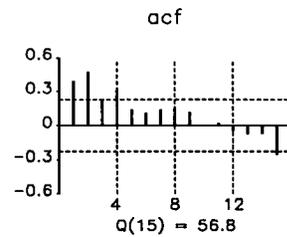
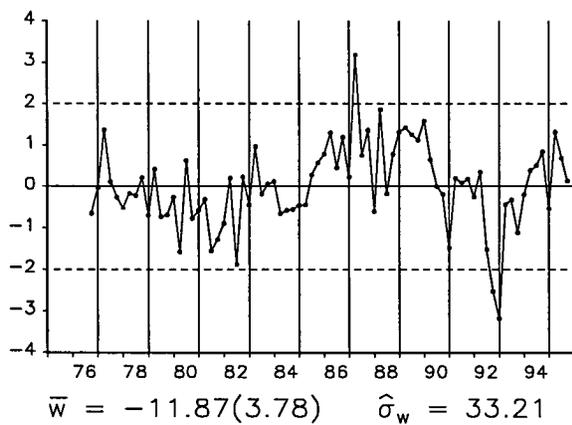




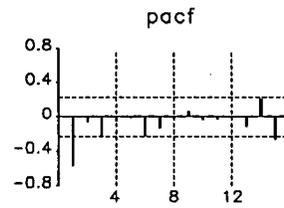
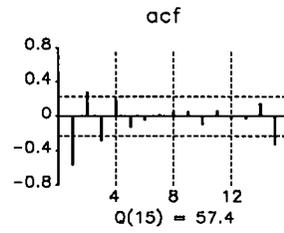
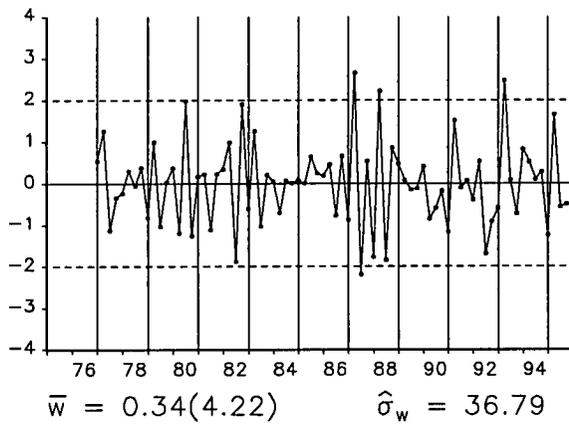
E_t



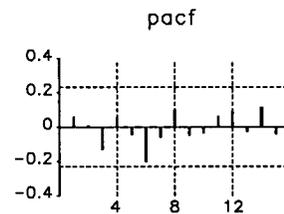
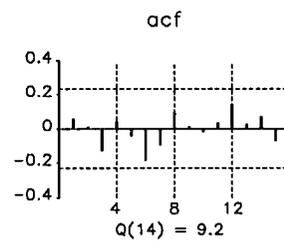
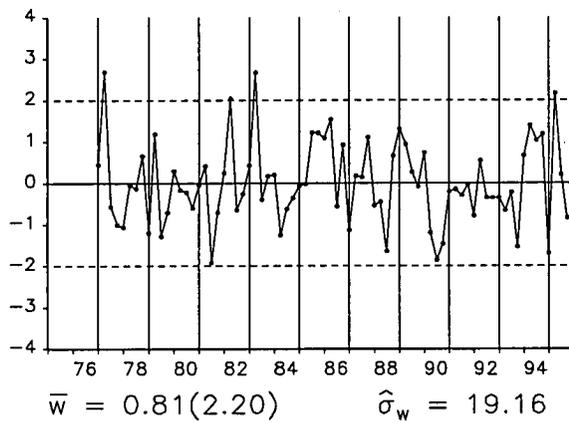
∇E_t



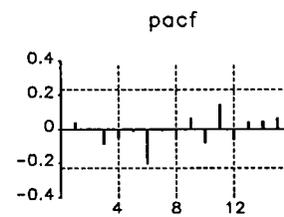
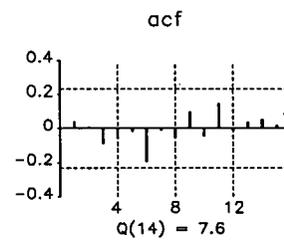
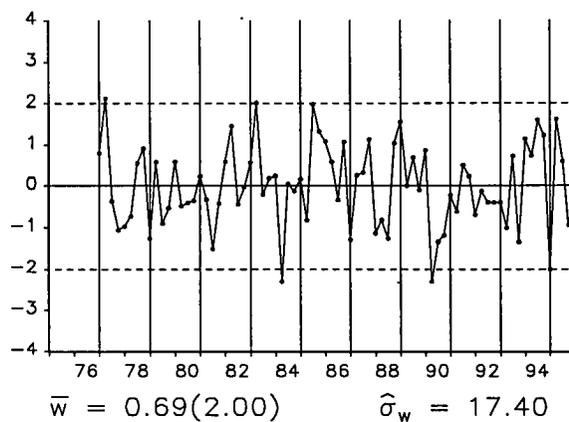
$\nabla^2 E_t$

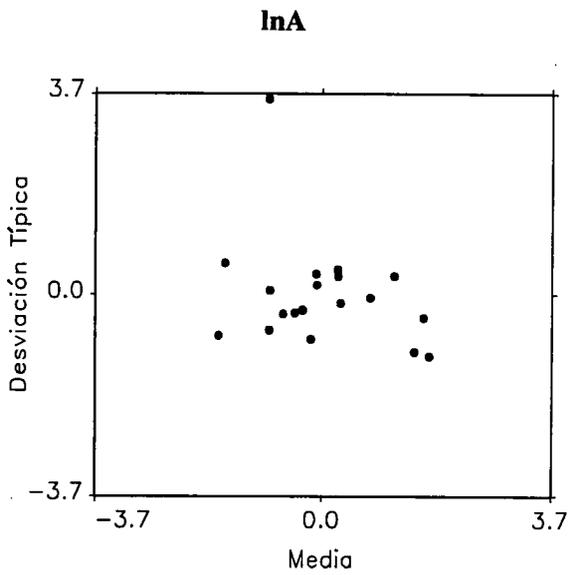
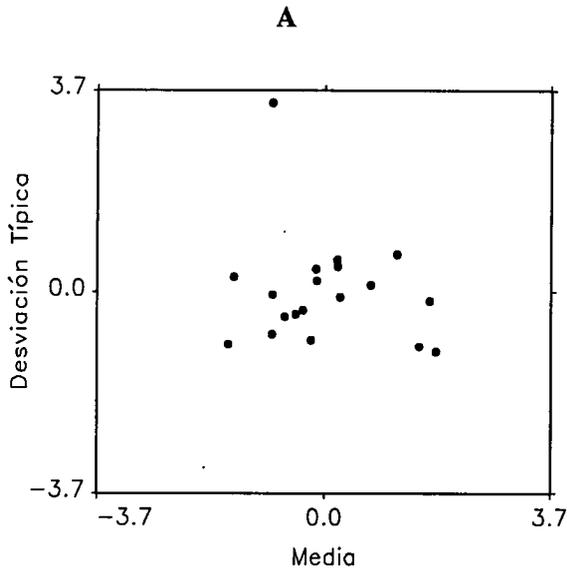


Residuos Modelo M1.E

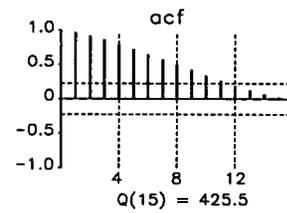
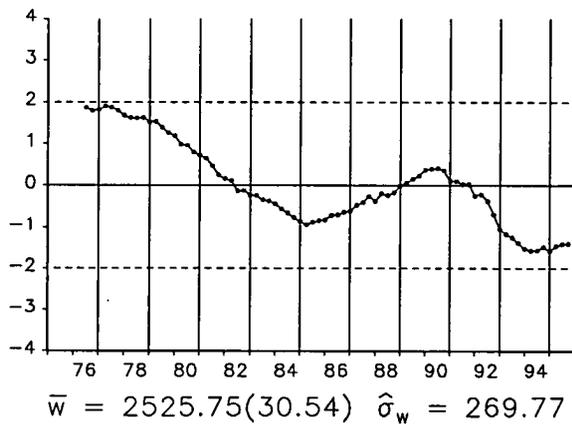


Residuos Modelo M2.E

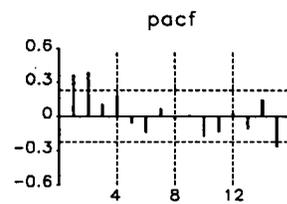
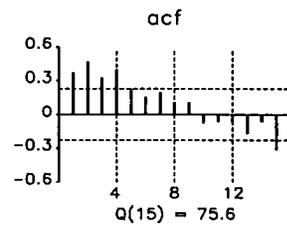
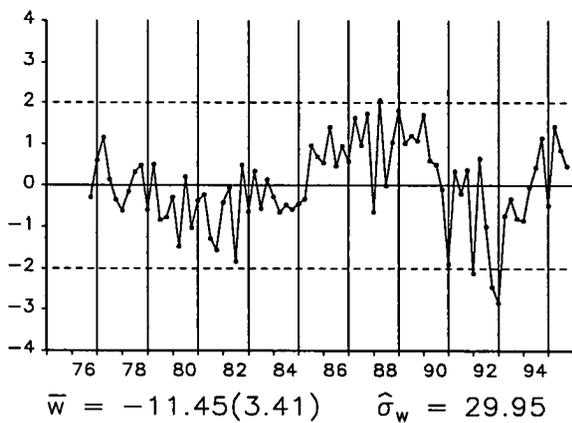




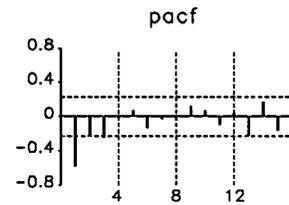
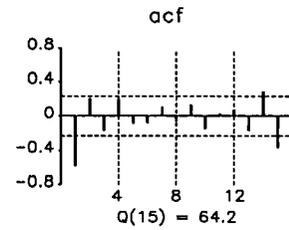
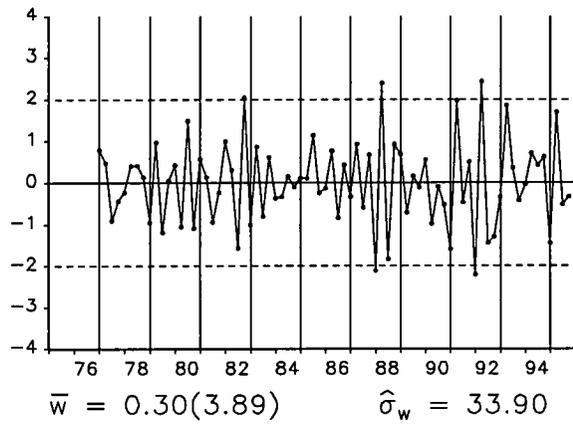
A_t



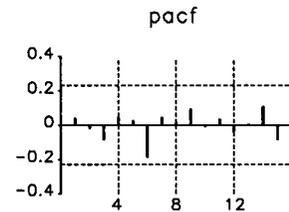
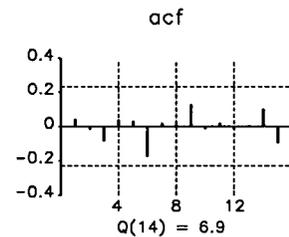
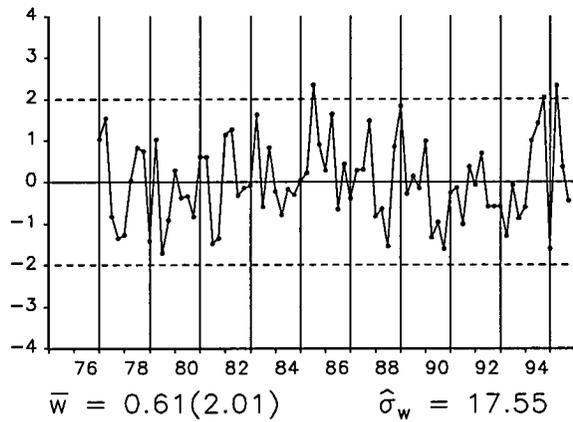
∇A_t



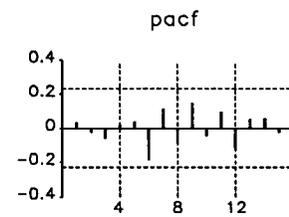
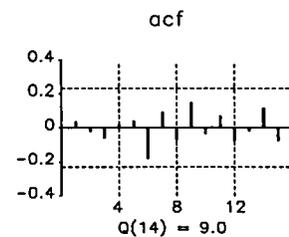
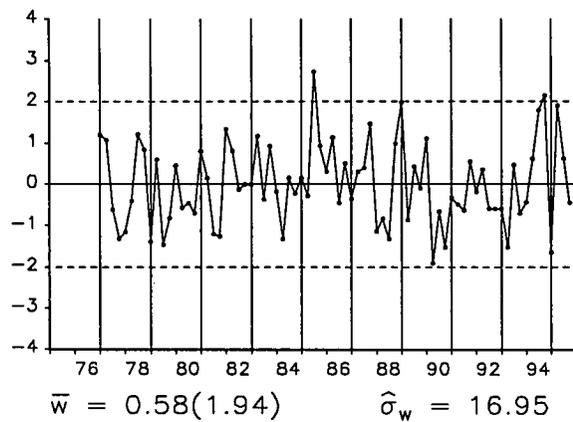
$\nabla^2 A_t$



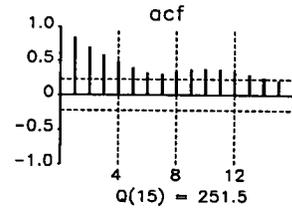
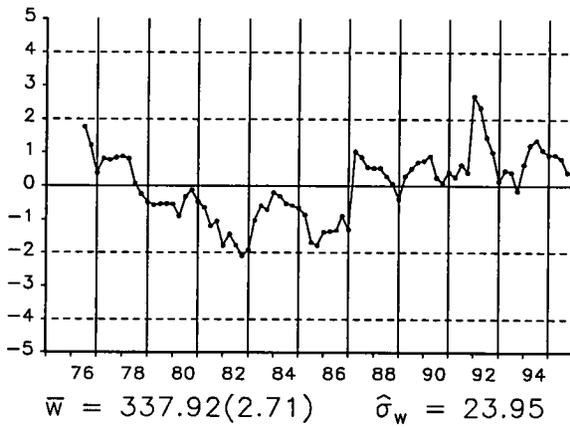
Residuos Modelo M1.A



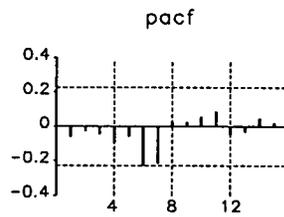
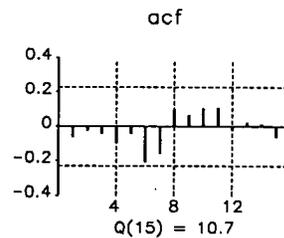
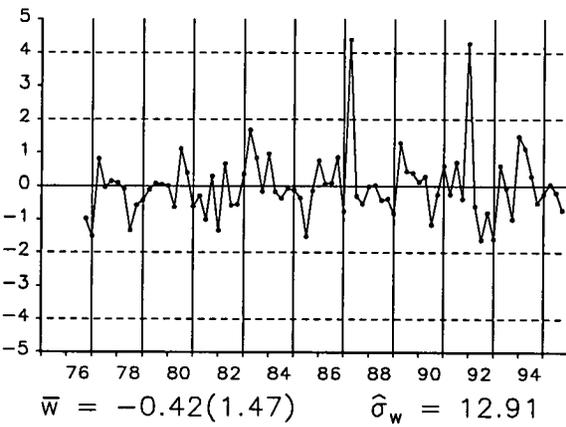
Residuos Modelo M2.A



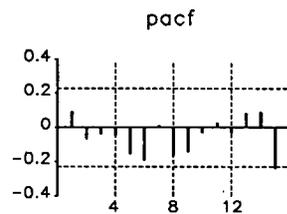
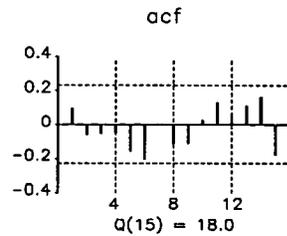
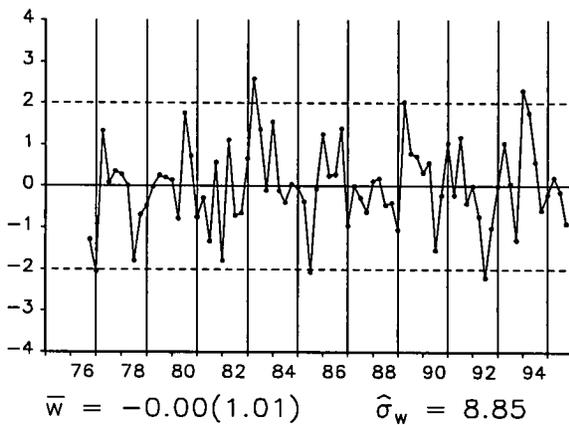
NA_t



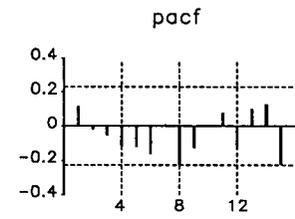
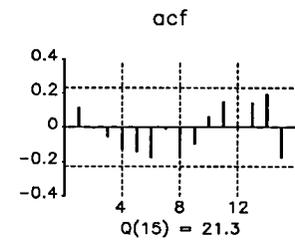
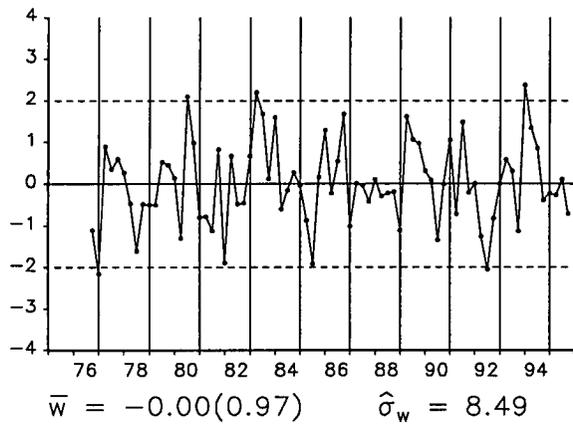
∇NA_t

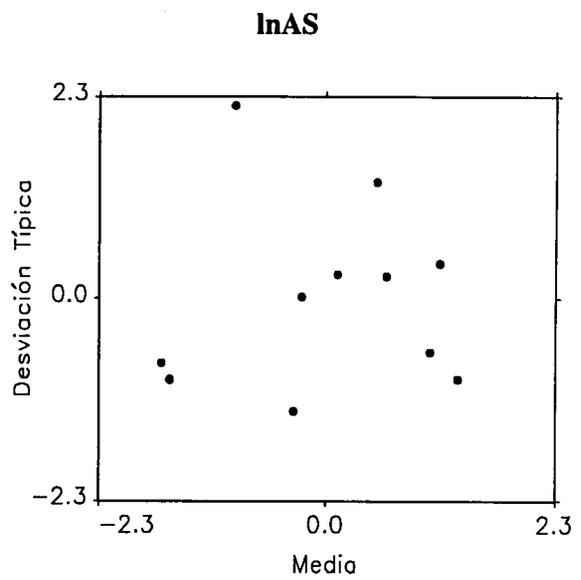
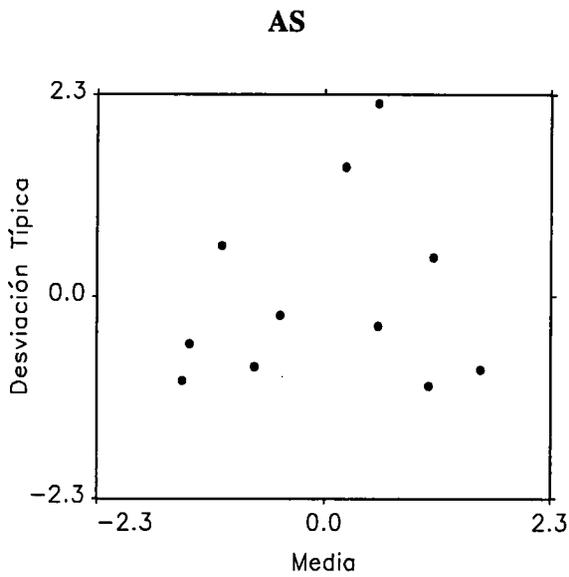


Residuos Modelo M1.NA

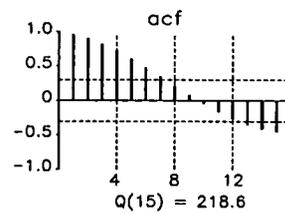
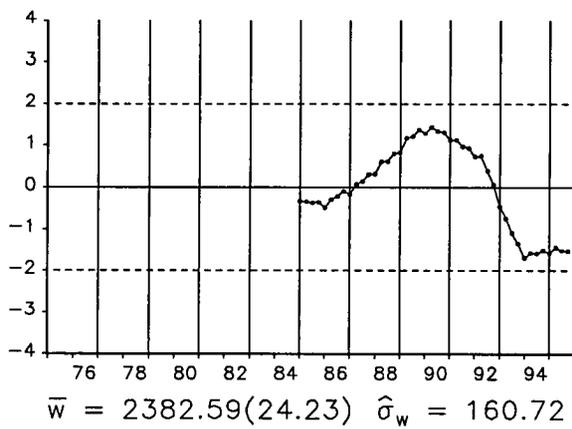


Residuos Modelo M2.NA

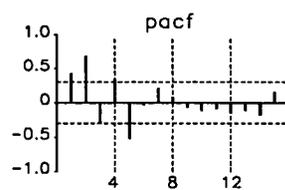
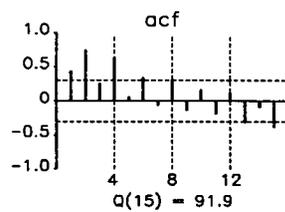
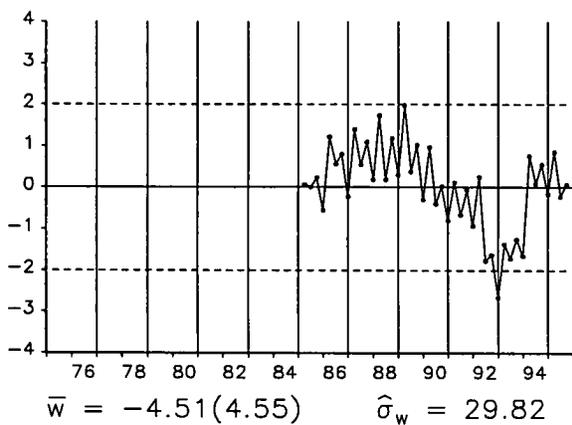




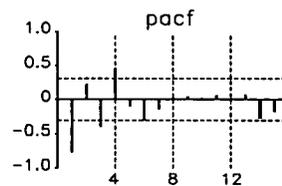
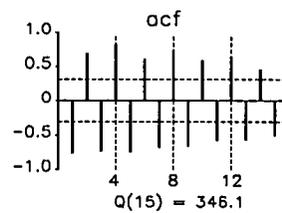
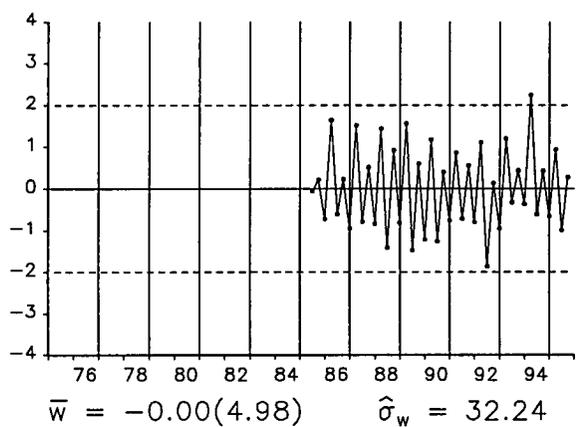
AS_t



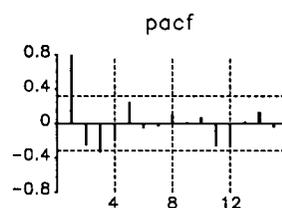
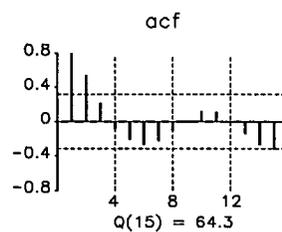
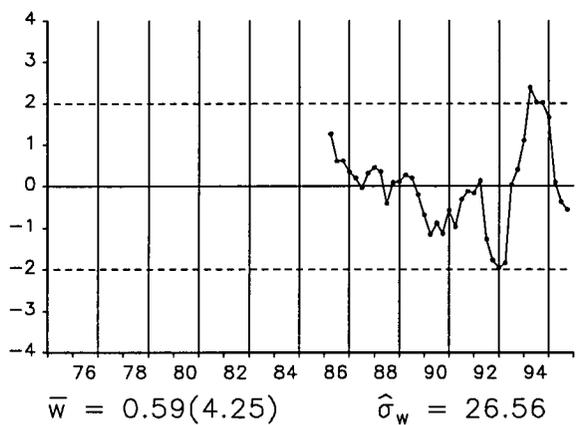
VAS_t



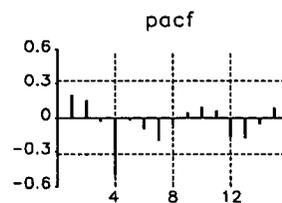
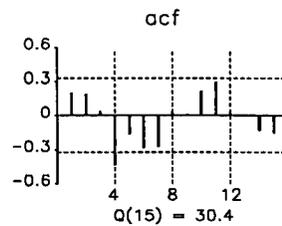
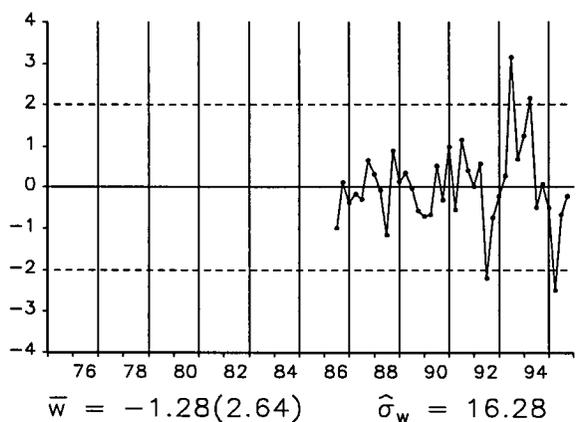
$$\nabla^2 AS_t$$



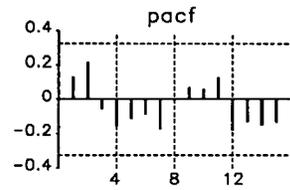
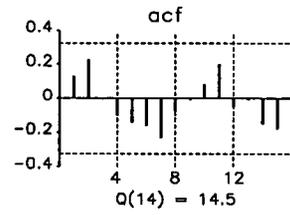
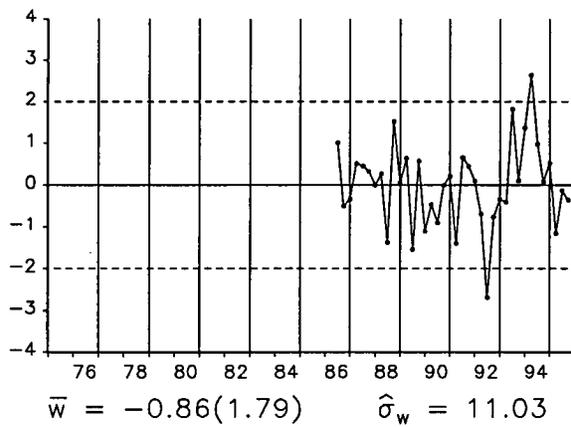
$$\nabla \nabla_4 AS_t$$



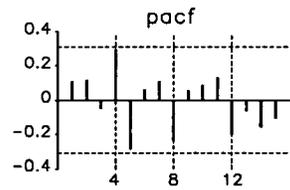
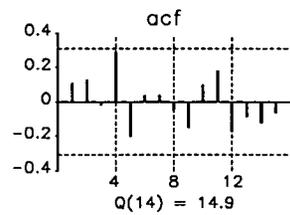
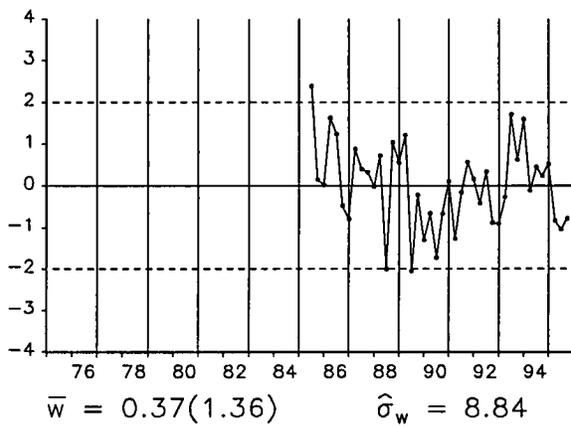
$$\nabla^2 \nabla_4 AS_t$$

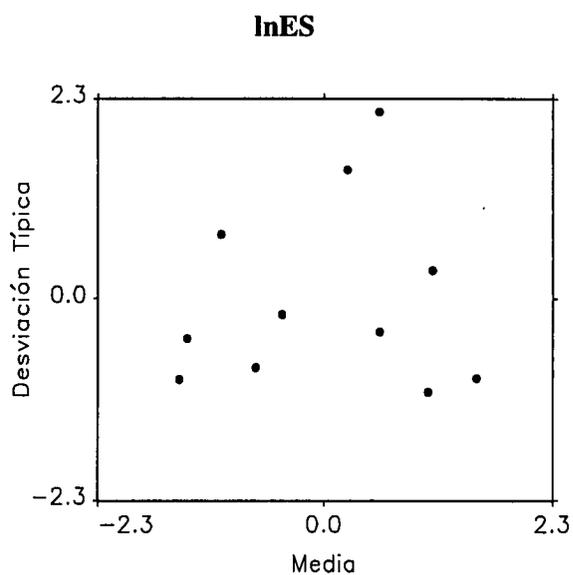
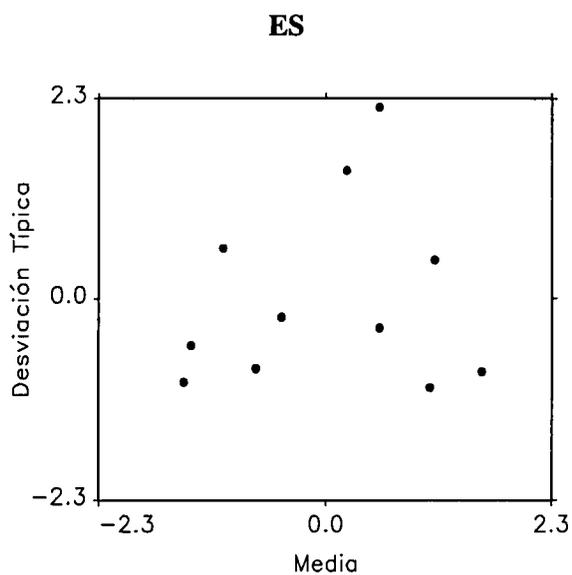


Residuos Modelo M1.AS

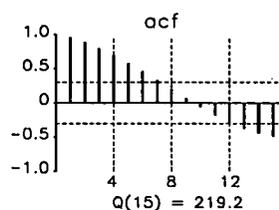
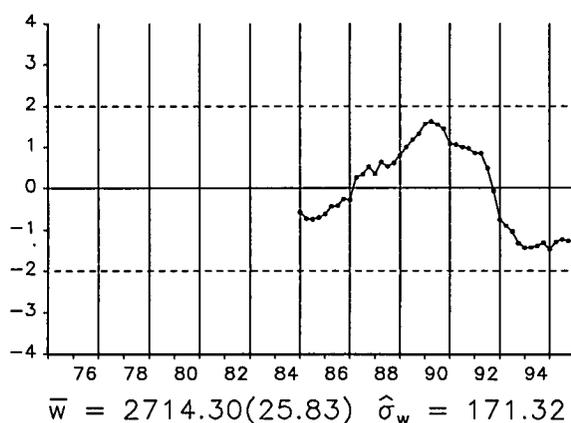


Residuos Modelo M2.AS

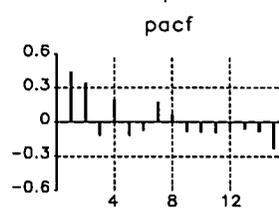
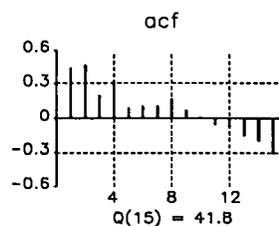
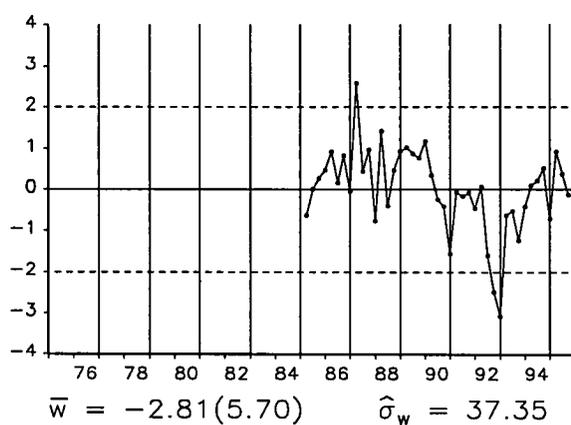




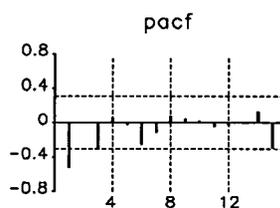
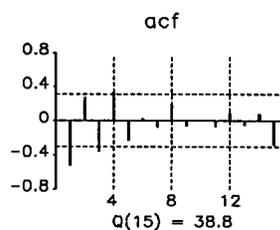
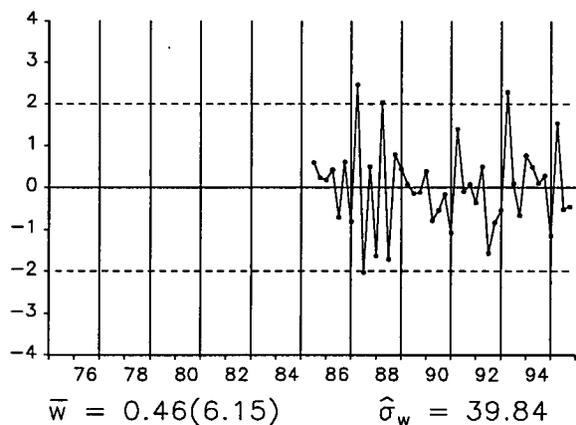
ES_t



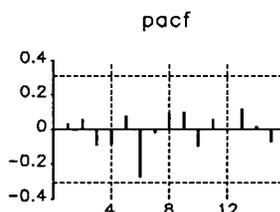
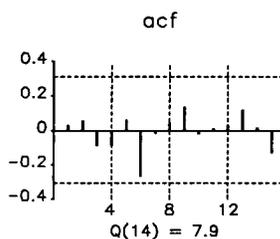
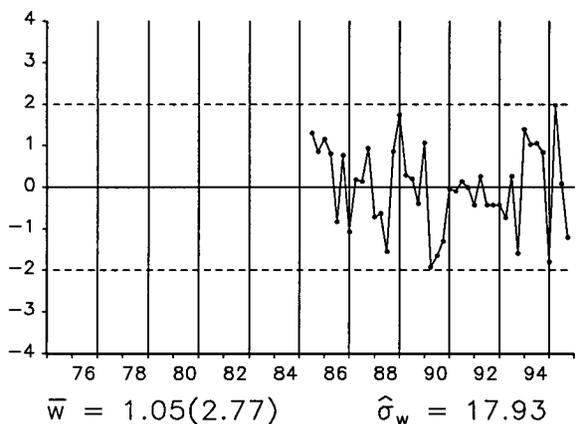
∇ES_t



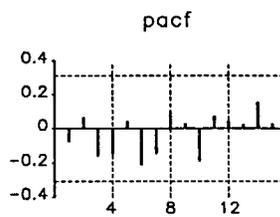
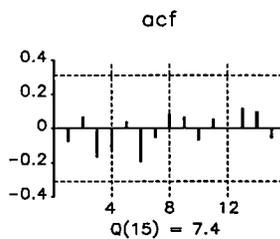
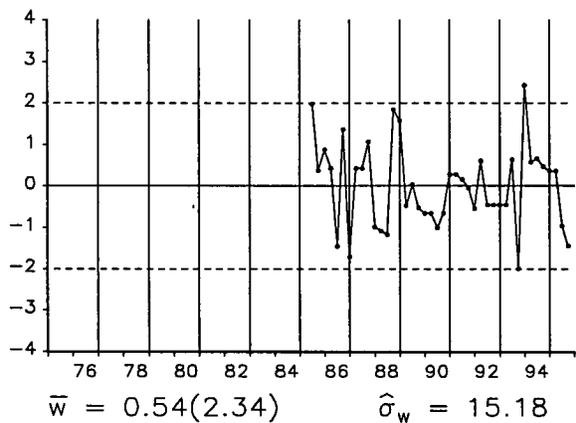
$$\nabla^2 ES_t$$



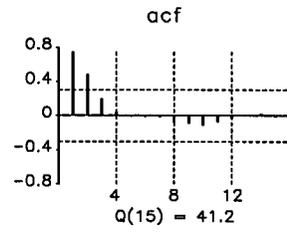
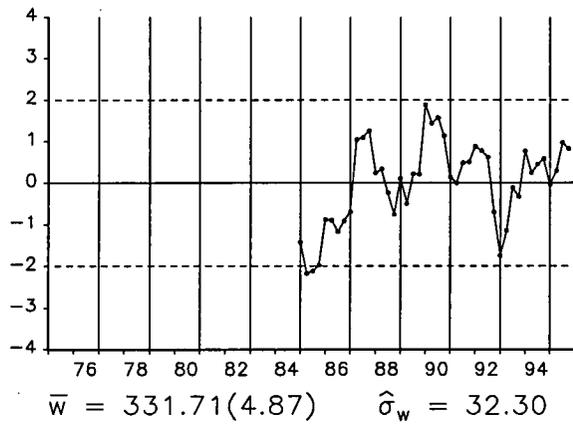
Residuos Modelo M2.ES



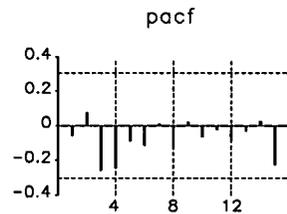
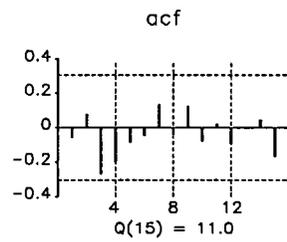
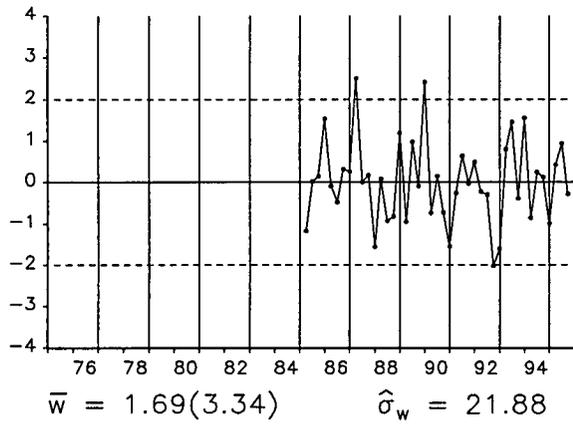
Residuos Modelo M3.ES



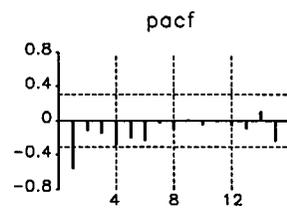
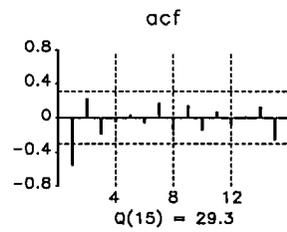
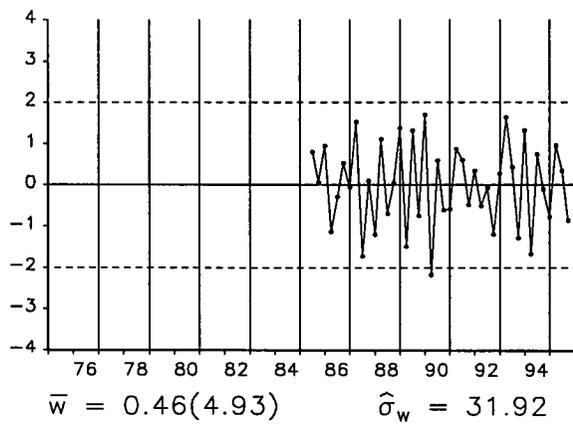
EE_t



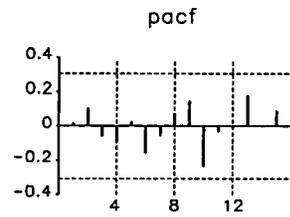
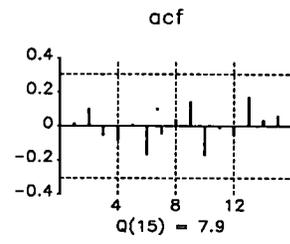
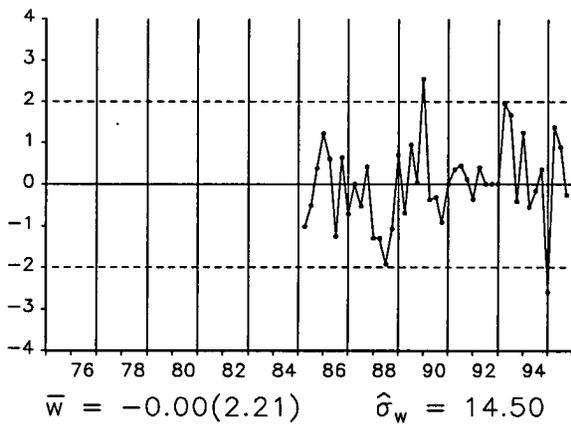
VEE_t



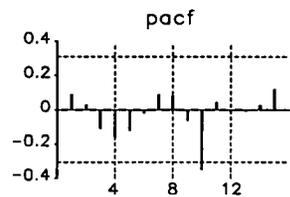
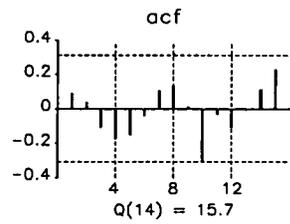
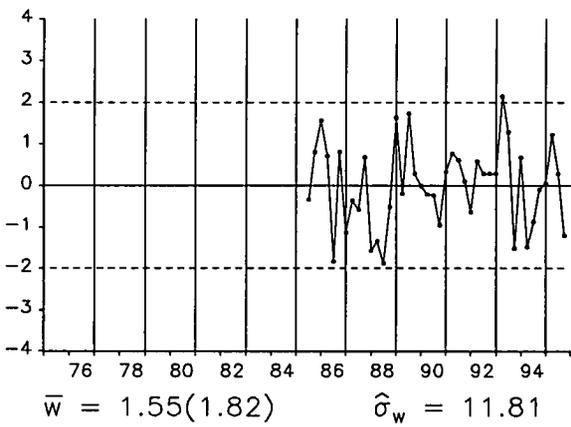
$\nabla^2 EE_t$



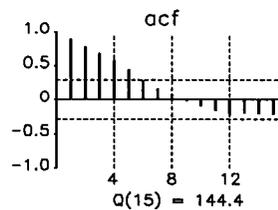
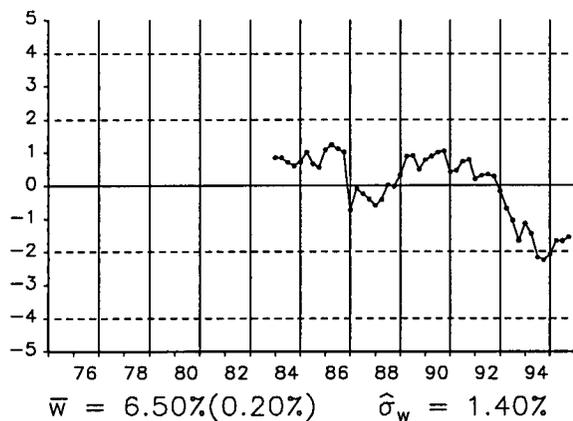
Residuos Modelo M2.EE



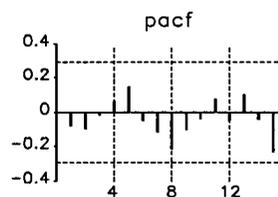
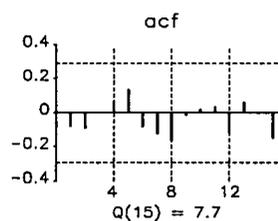
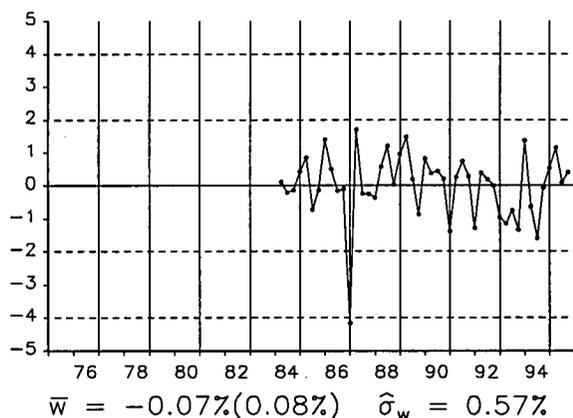
Residuos Modelo M3.EE



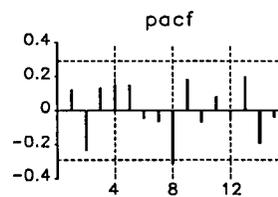
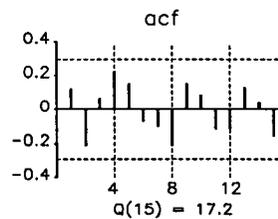
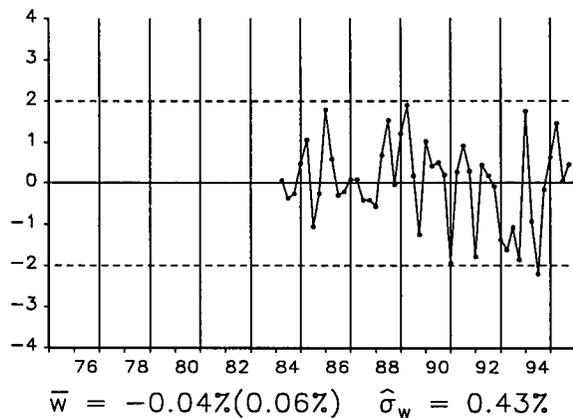
W_t



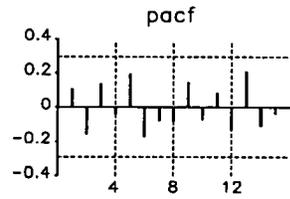
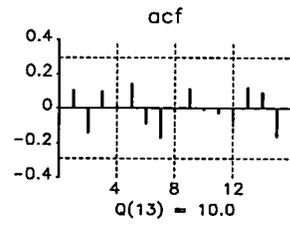
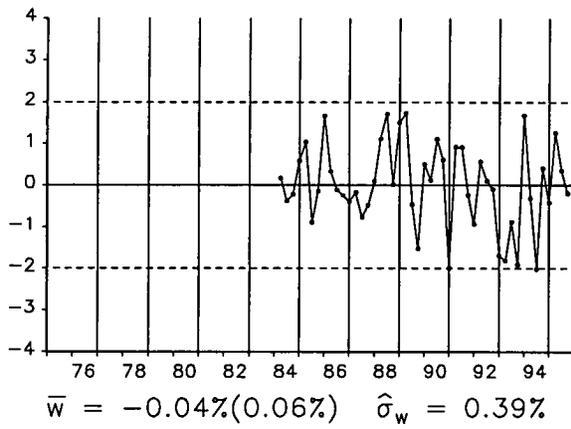
∇W_t



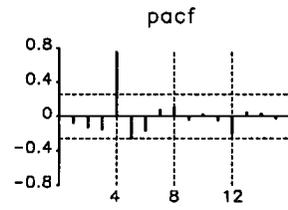
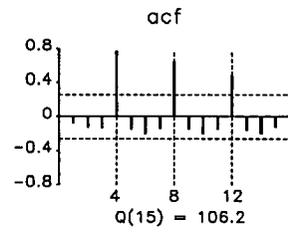
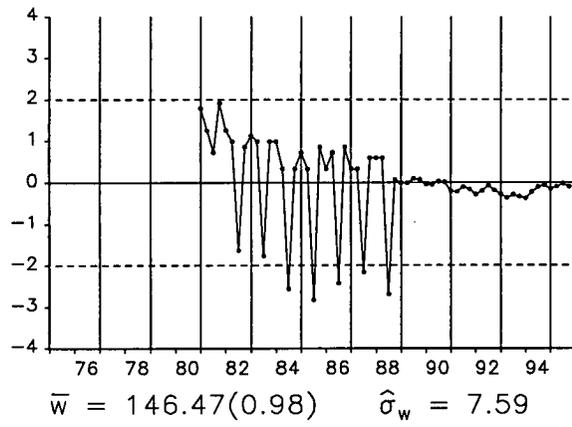
Residuos Modelo M0.W

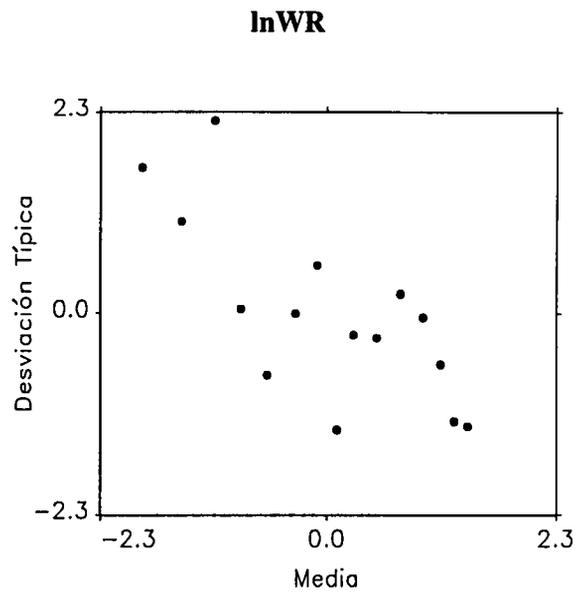
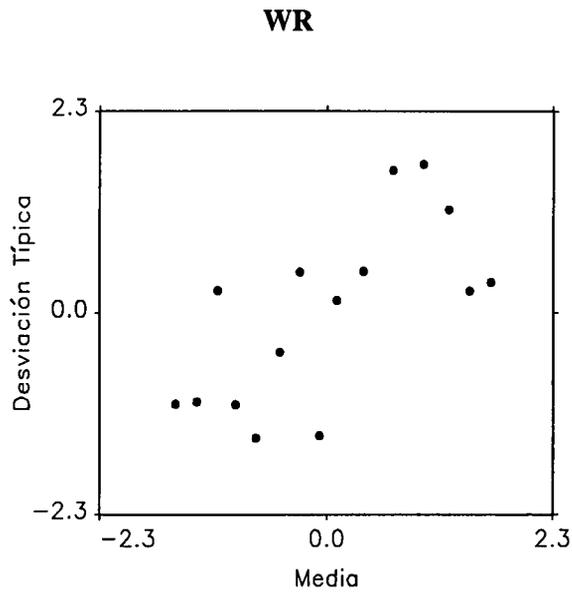


Residuos Modelo M1.W

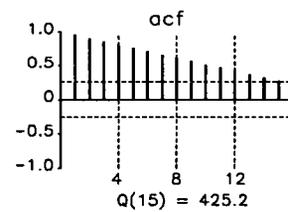
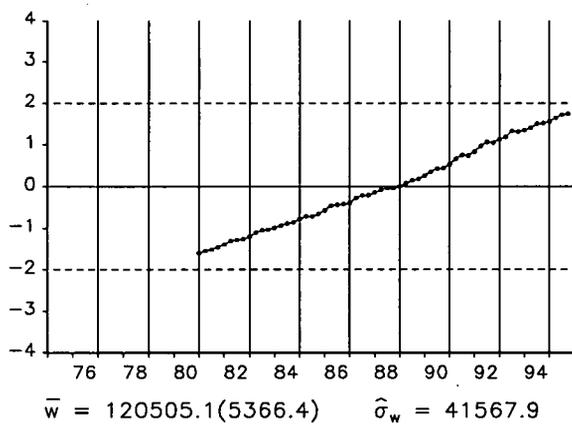


H_t

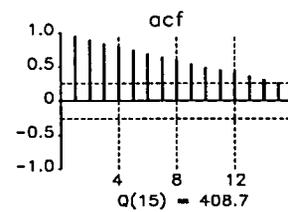
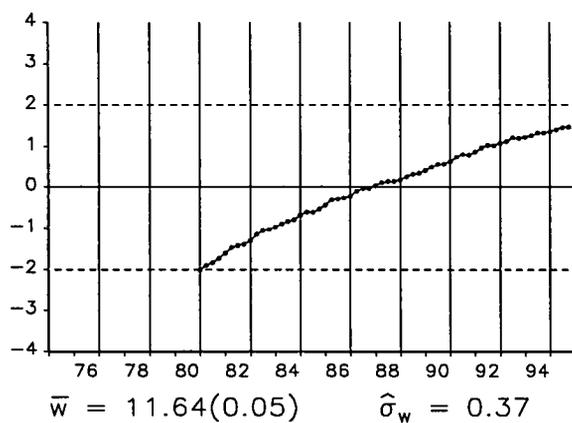




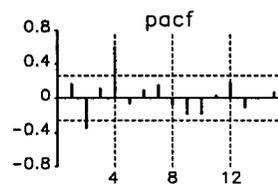
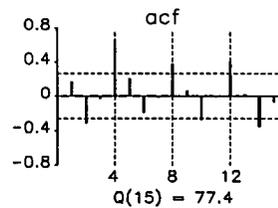
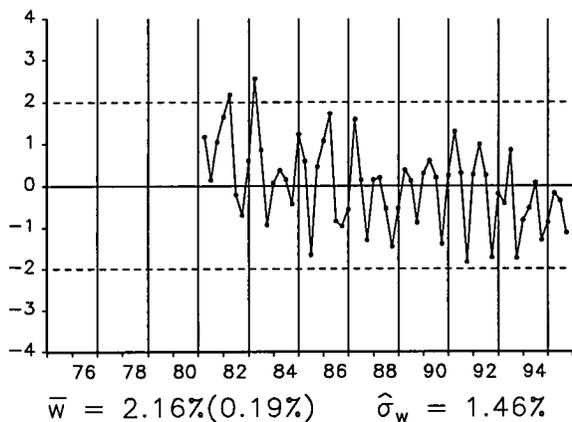
WR_t



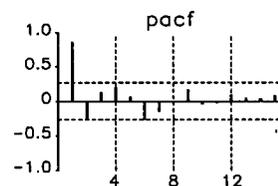
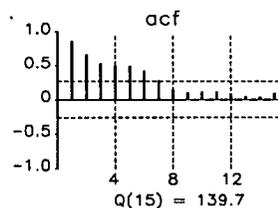
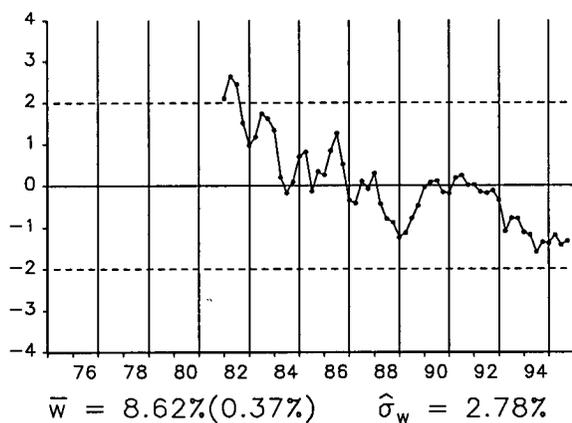
lnWR_t



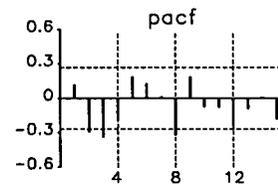
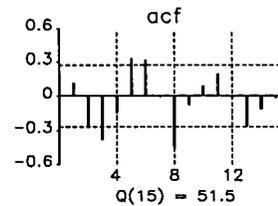
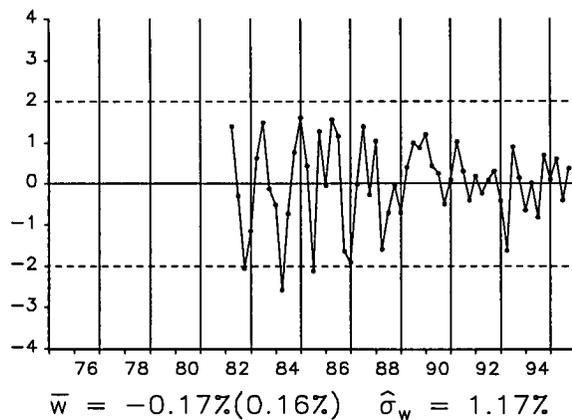
$\nabla \ln WR_t$

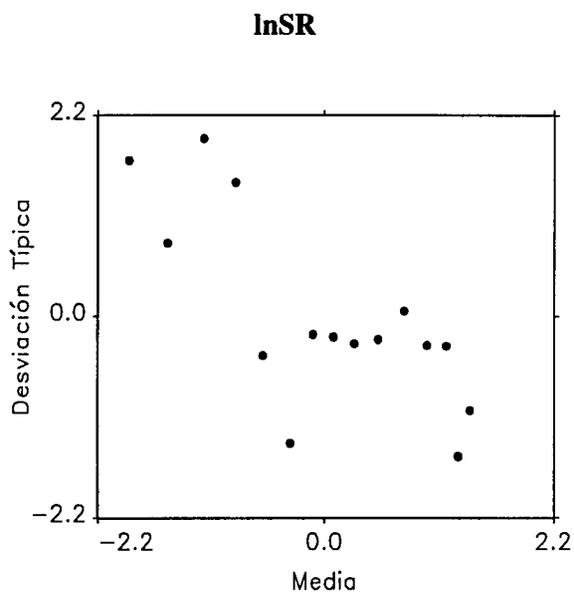
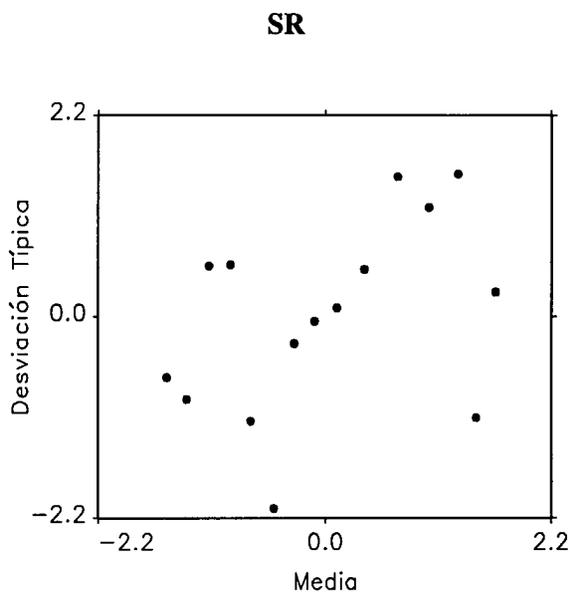


$\nabla_4 \ln WR_t$

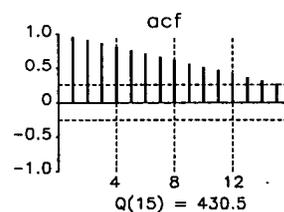
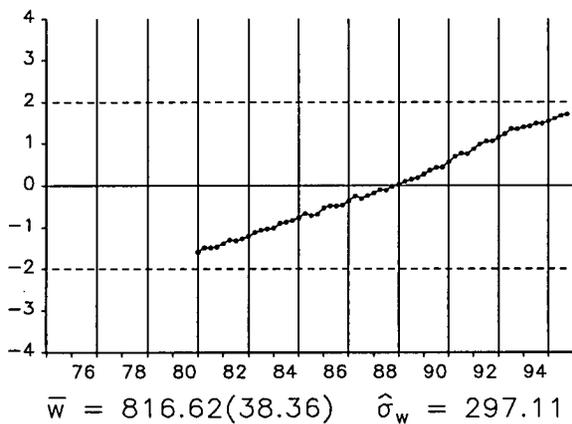


$\nabla \nabla_4 \ln WR_t$

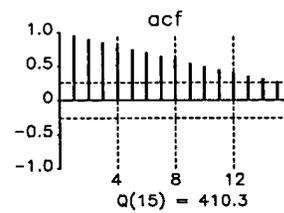
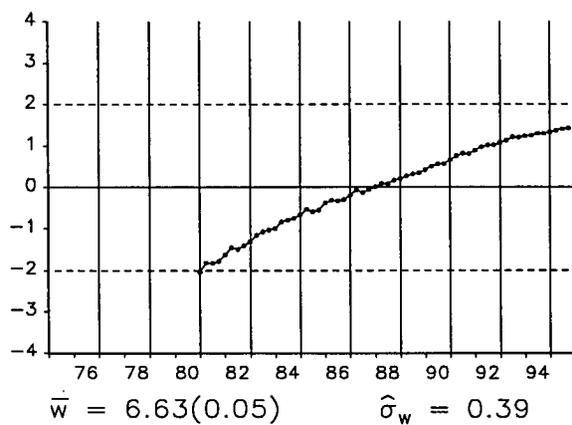




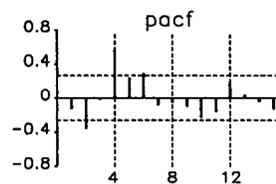
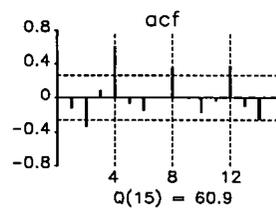
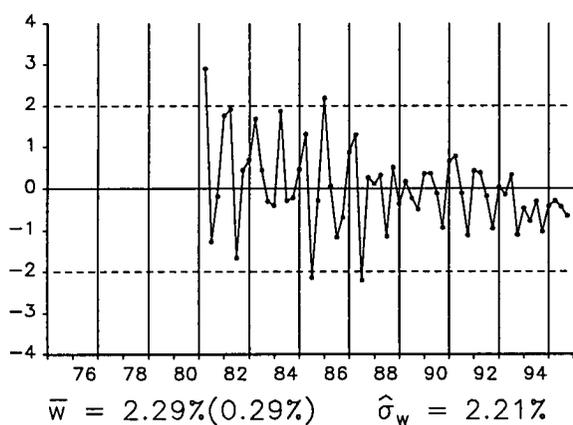
SR_t



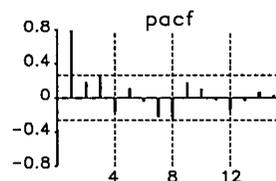
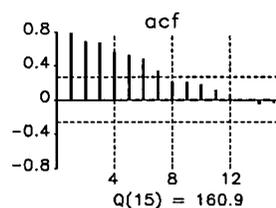
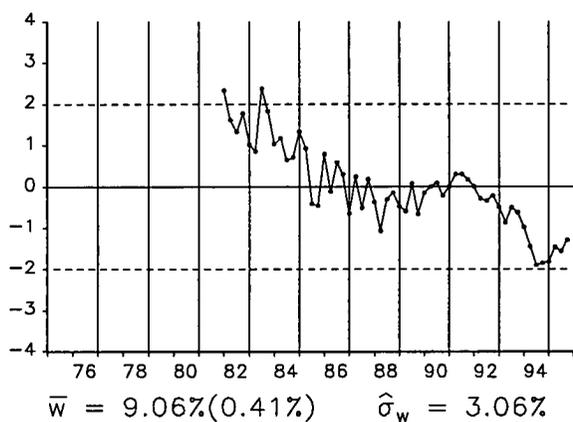
lnSR_t



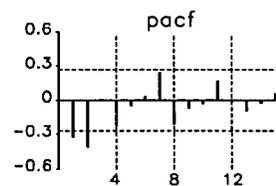
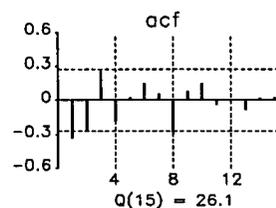
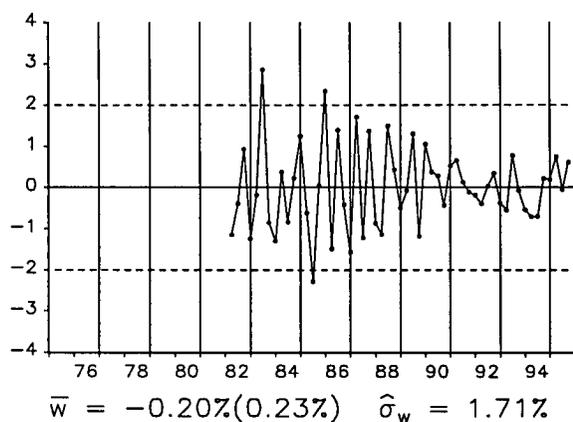
$\nabla \ln SR_t$

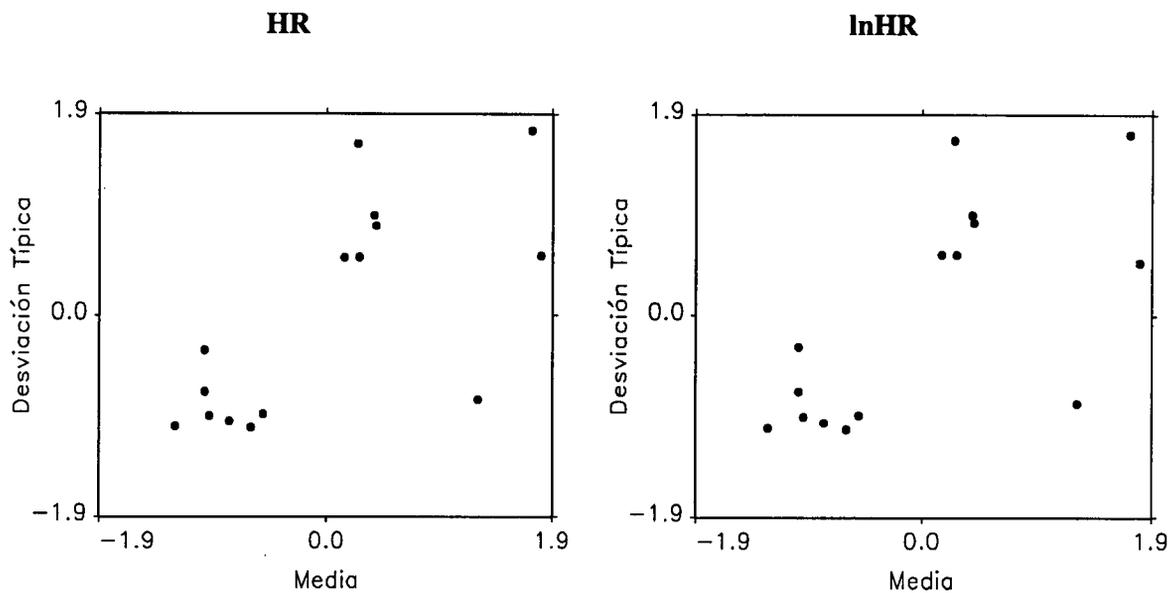


$\nabla_4 \ln SR_t$

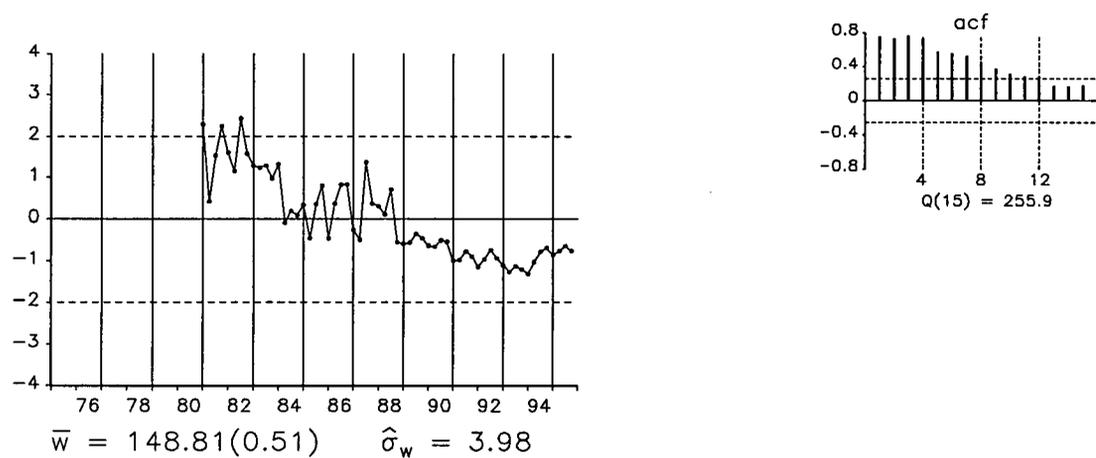


$\nabla \nabla_4 \ln SR_t$

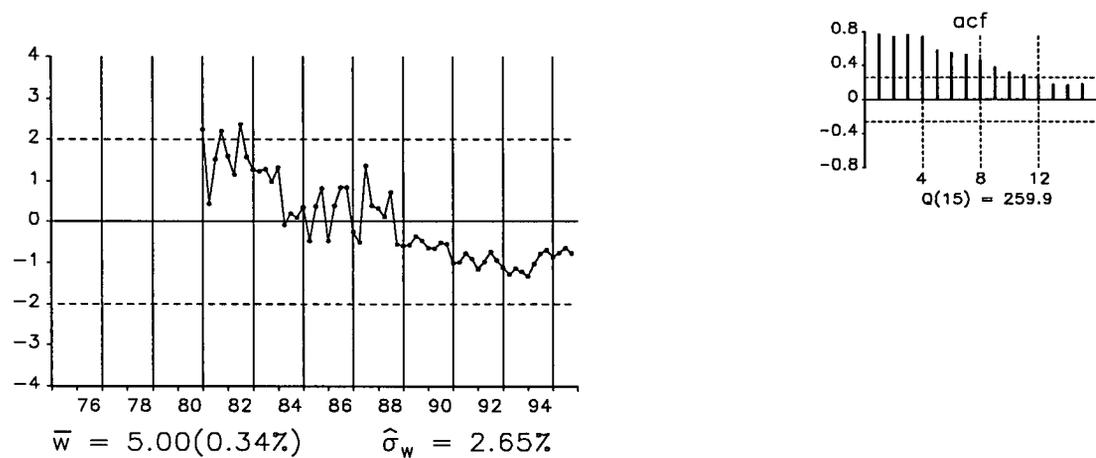




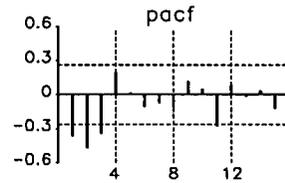
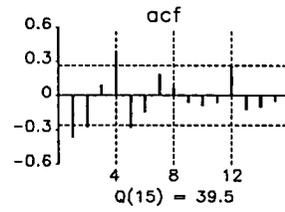
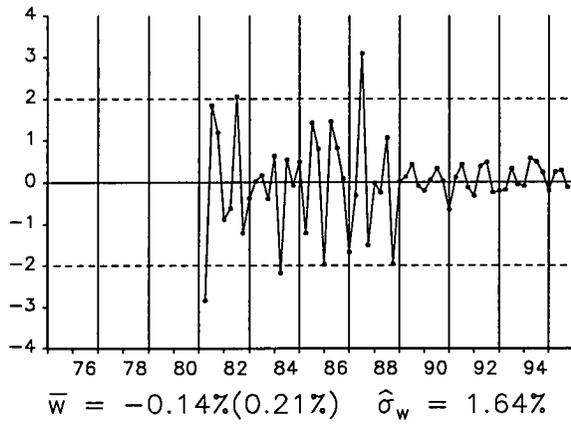
HR_t



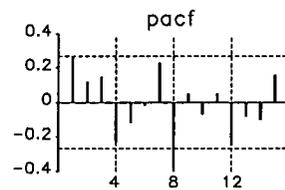
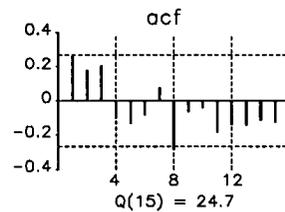
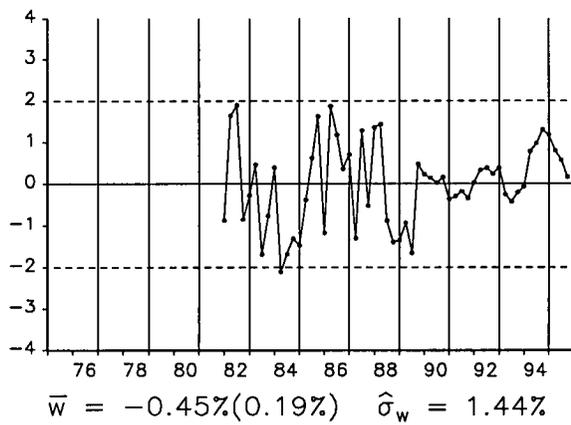
lnHR_t



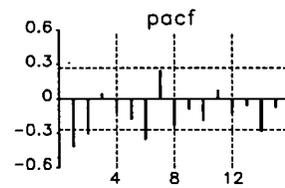
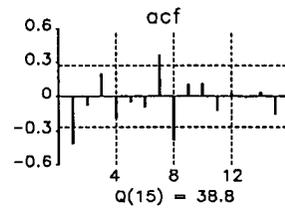
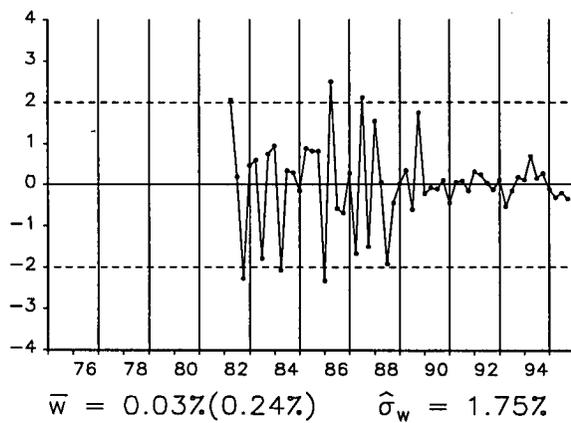
$\nabla \ln HR_t$



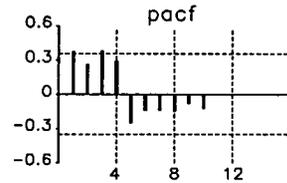
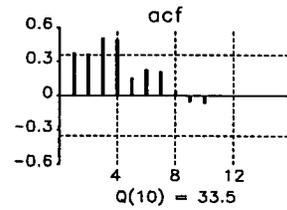
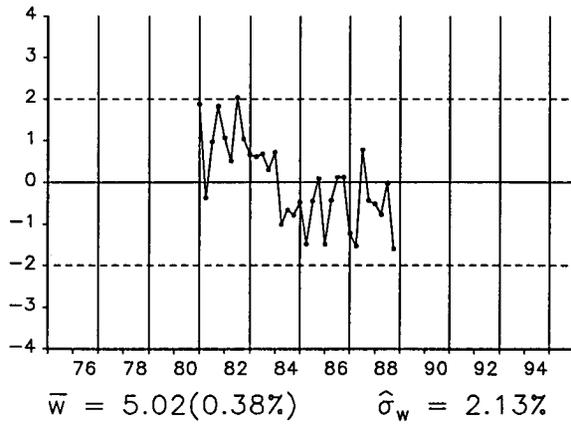
$\nabla_4 \ln HR_t$



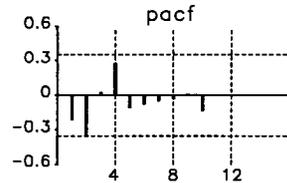
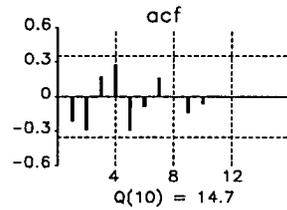
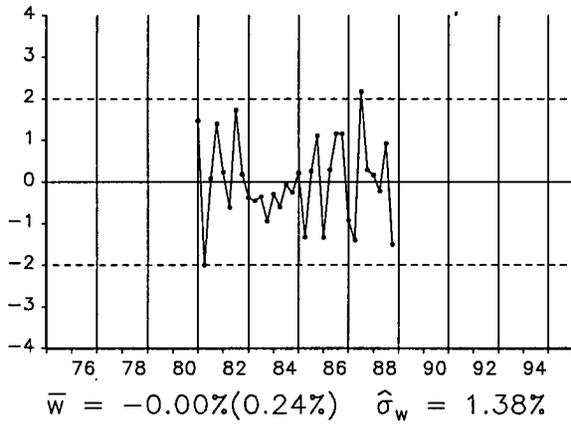
$\nabla \nabla_4 \ln HR_t$



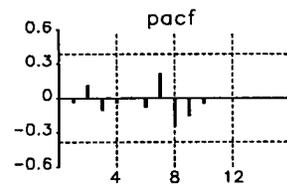
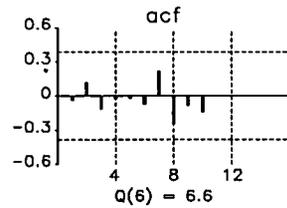
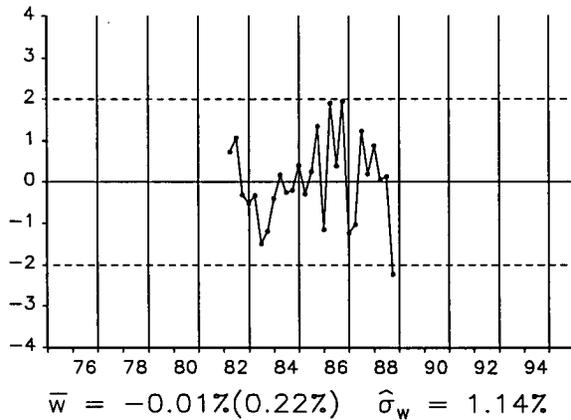
$\ln HRA_t$



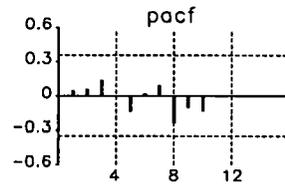
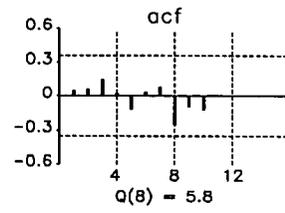
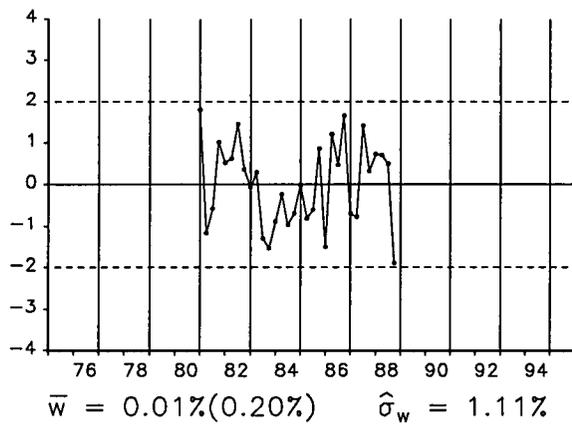
Residuos Modelo M0.HRA



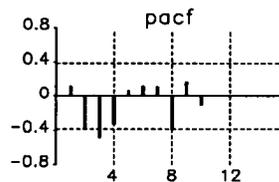
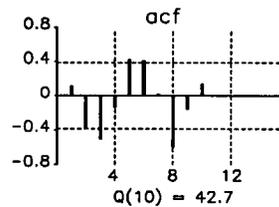
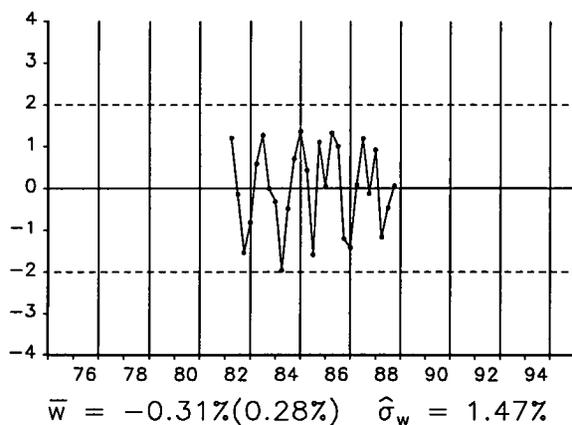
Residuos Modelo M1.HRA



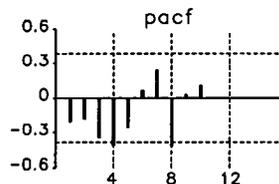
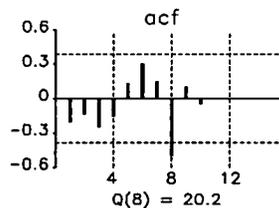
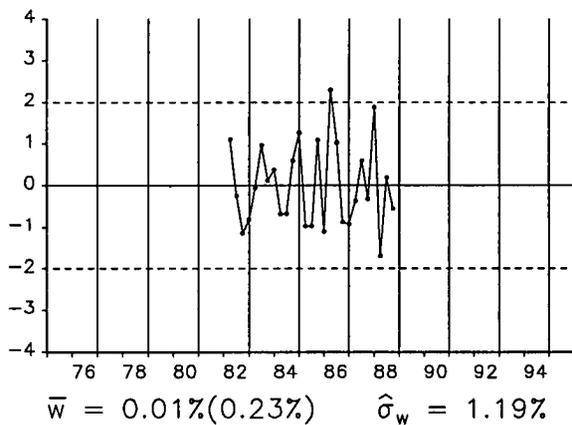
Residuos Modelo M2.HRA



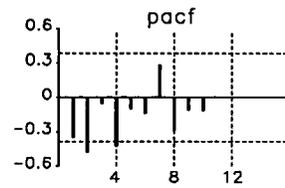
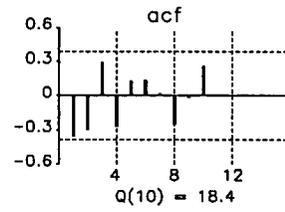
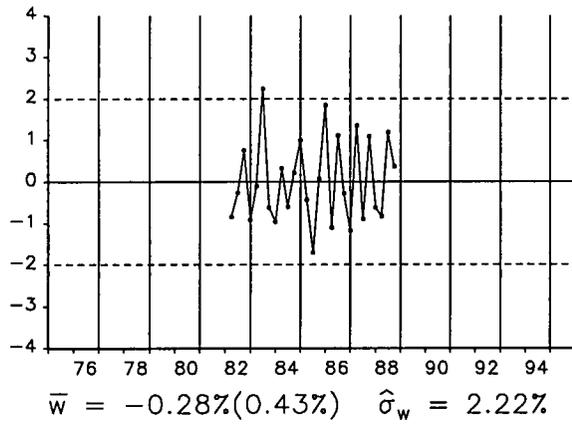
$\nabla\nabla_4 \ln WRA_t$



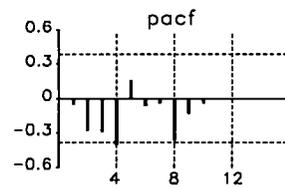
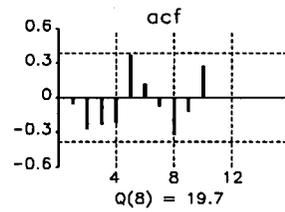
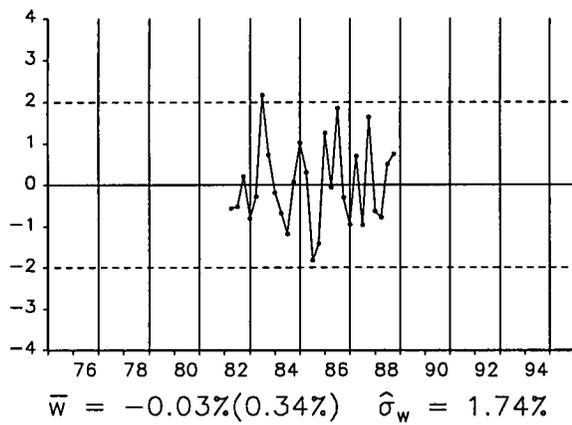
Residuos Modelo M1.WRA



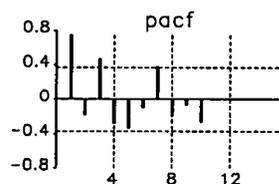
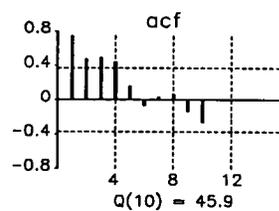
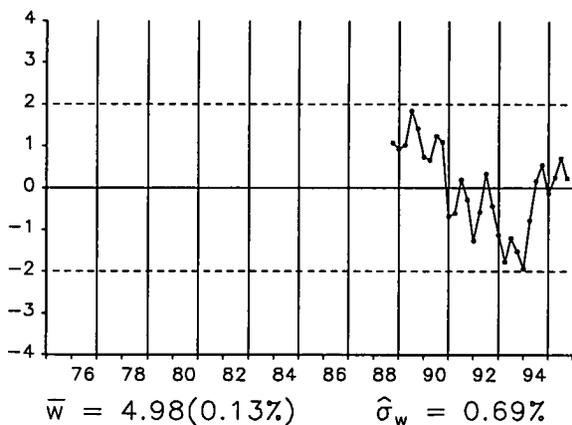
$\nabla\nabla_4 \ln \text{SRA}_t$



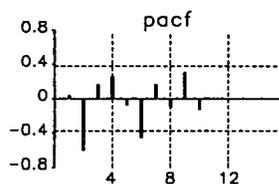
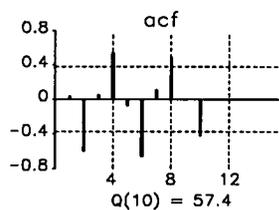
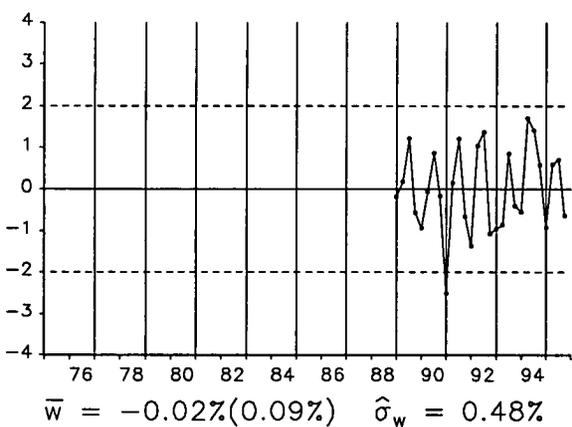
Residuos Modelo M1.SRA



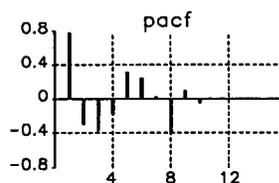
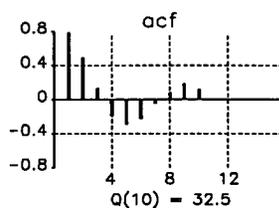
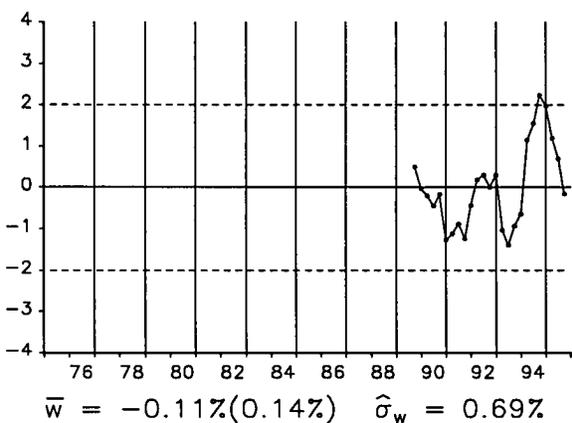
$\ln HRB_t$



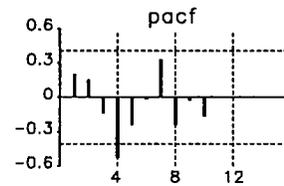
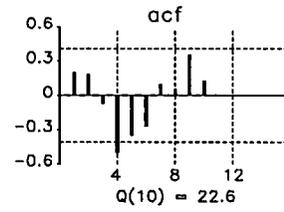
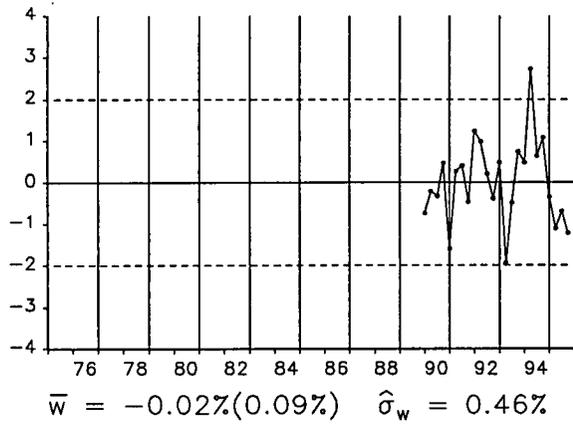
$\nabla \ln HRB_t$



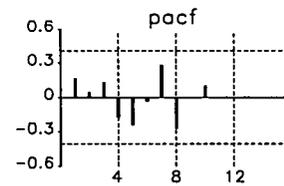
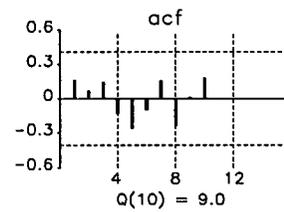
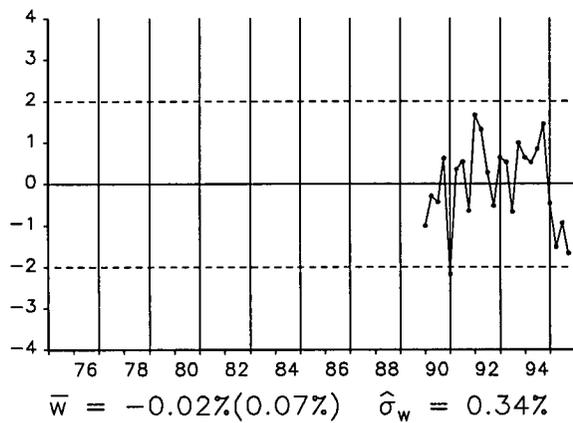
$\nabla_4 \ln HRB_t$



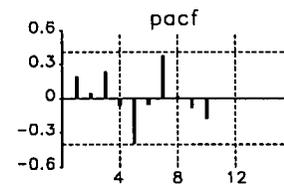
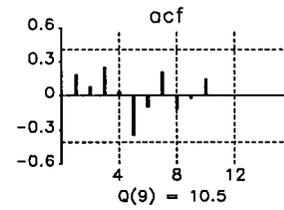
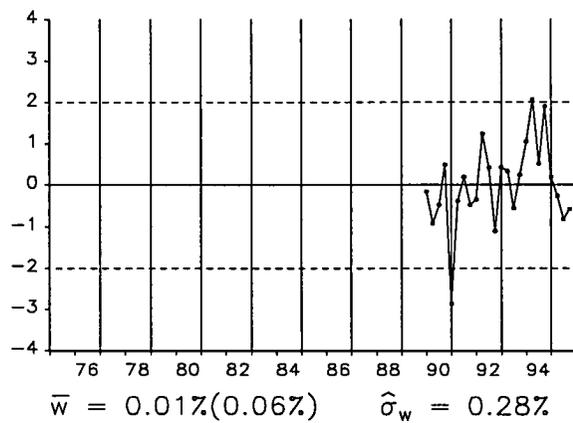
$\nabla\nabla_4 \ln HRB_t$



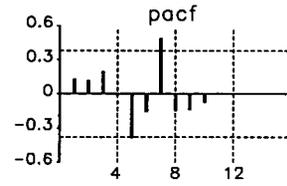
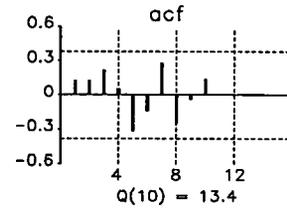
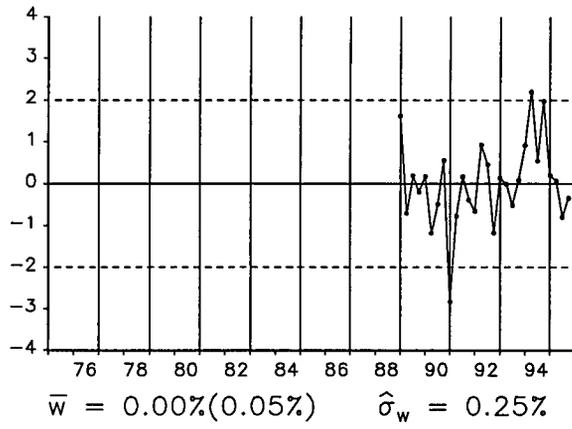
Residuos Modelo M0.HRB



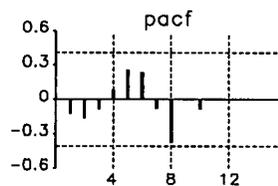
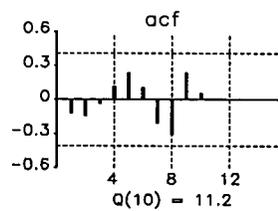
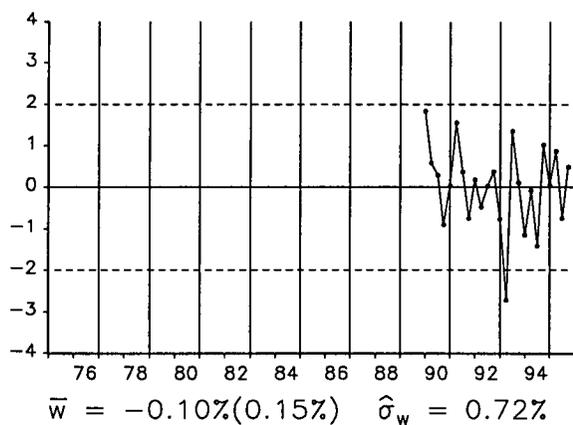
Residuos Modelo M1.HRB



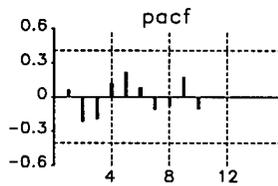
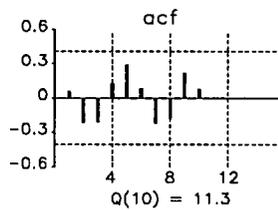
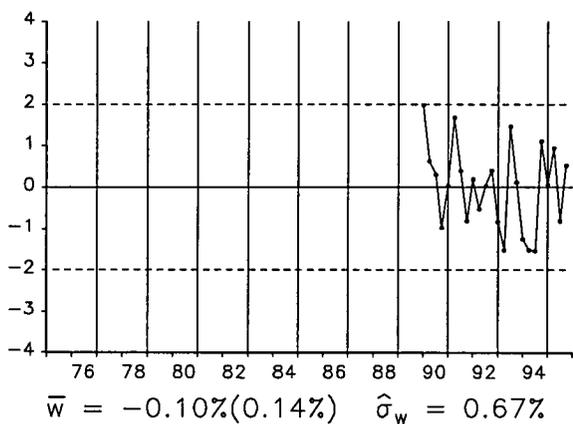
Residuos Modelo M2.HRB



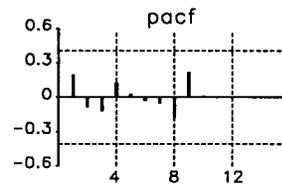
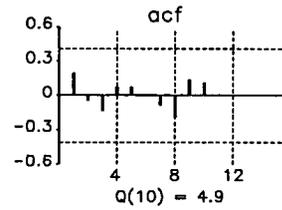
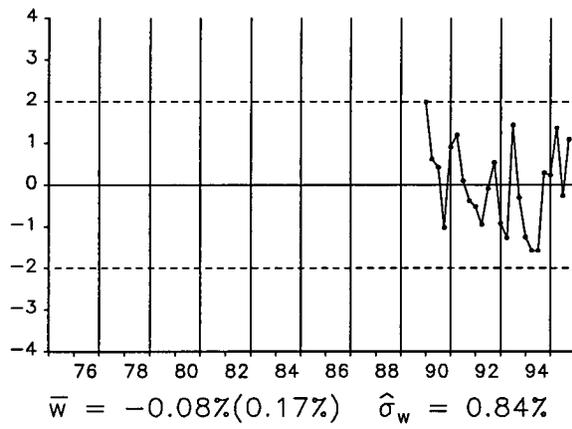
$\nabla\nabla_4 \ln WRB_t$

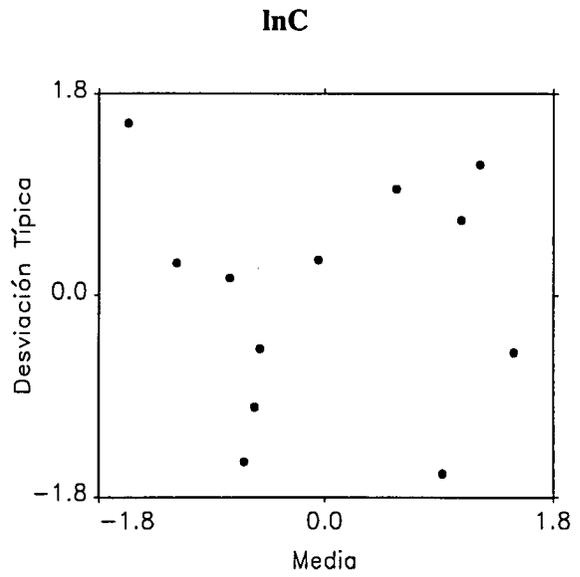
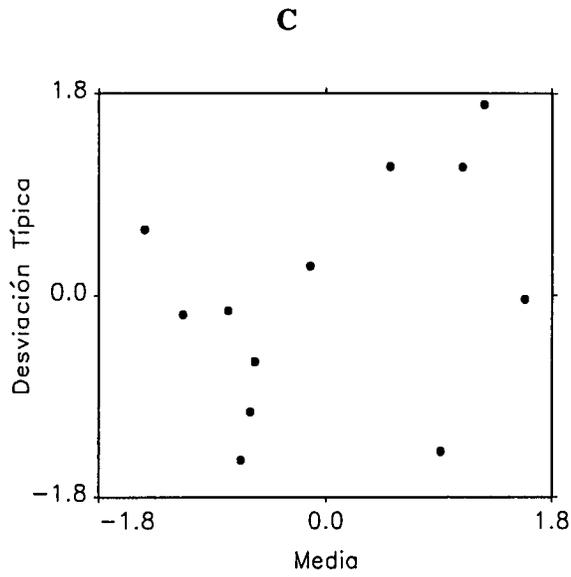


Residuos Modelo M1.WRB

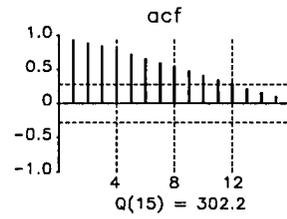
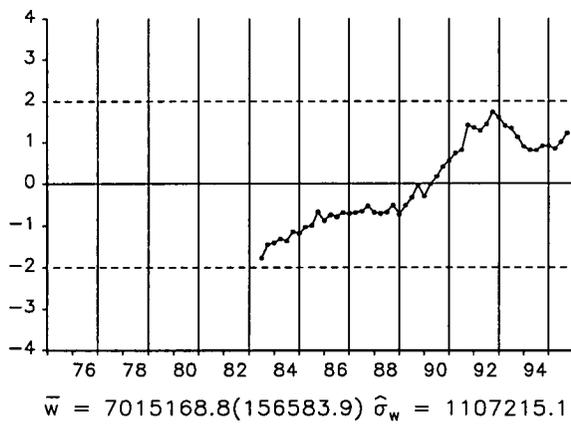


$$\nabla \nabla_4 \ln SRB_t$$

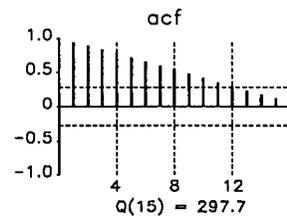
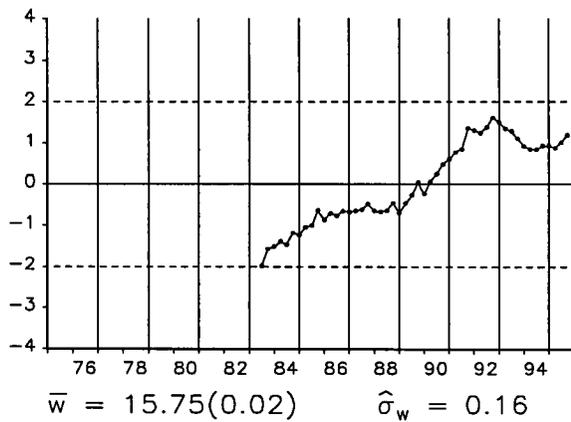




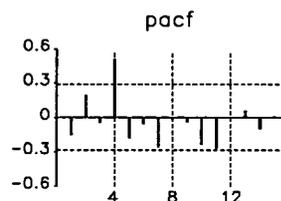
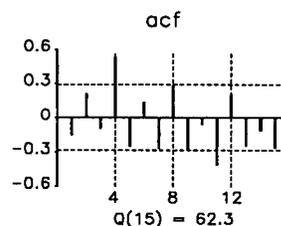
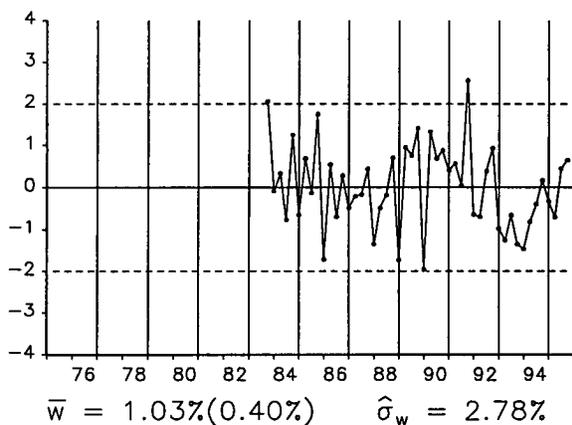
C_t



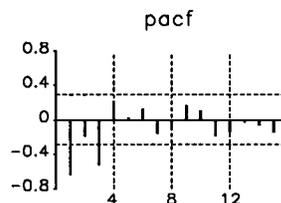
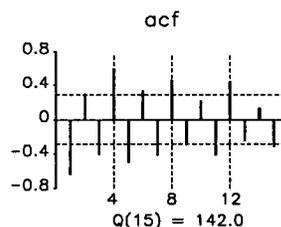
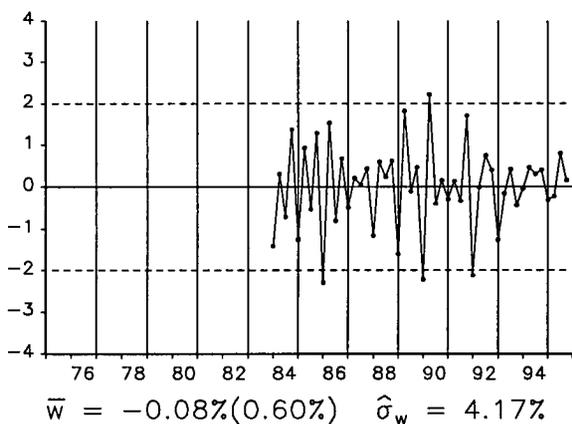
lnC_t



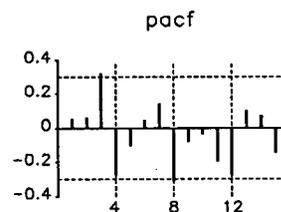
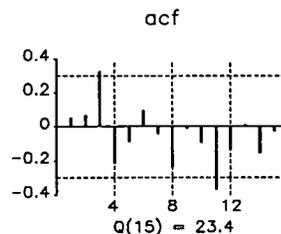
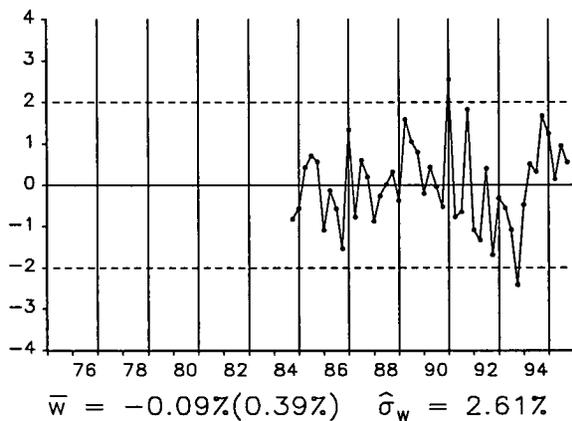
$\nabla \ln C_t$



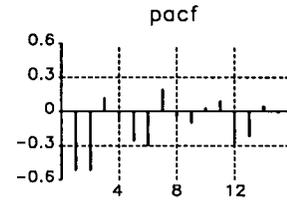
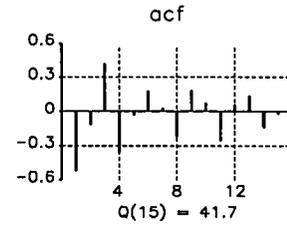
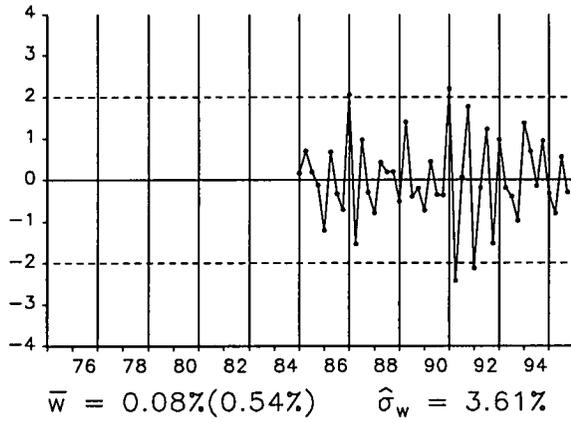
$\nabla^2 \ln C_t$



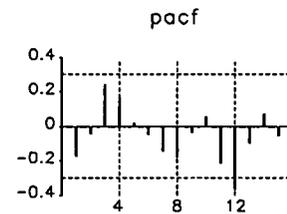
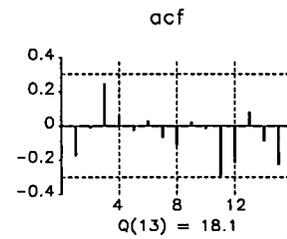
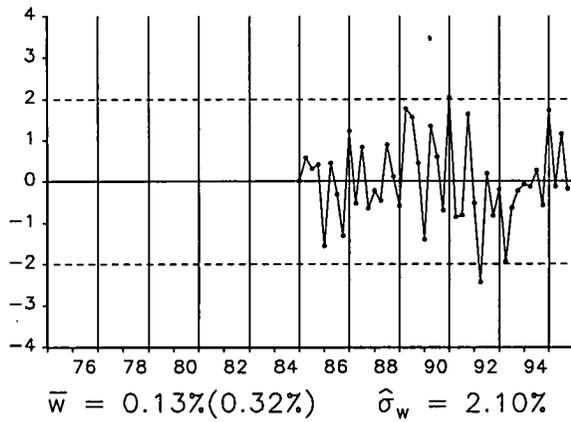
$\nabla \nabla_4 \ln C_t$



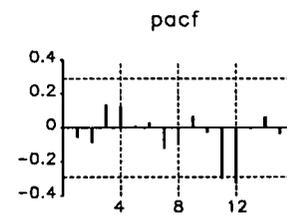
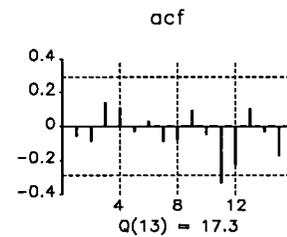
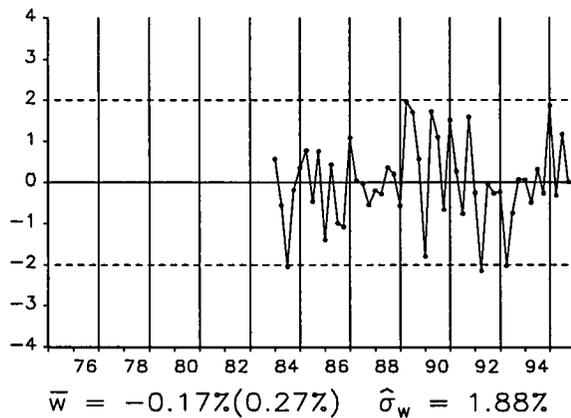
$$\nabla^2 \nabla_4 \ln C_t$$

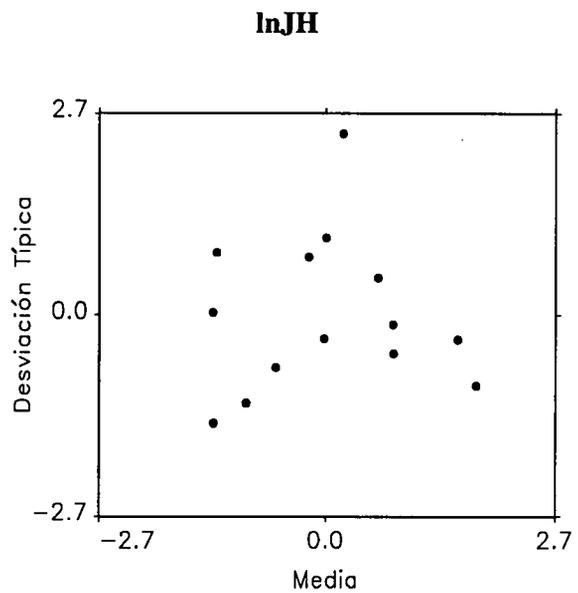
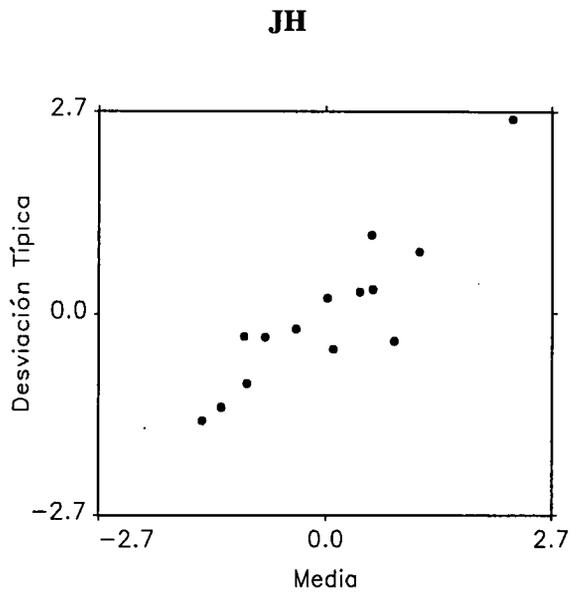


Residuos Modelo M1.C

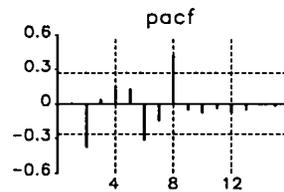
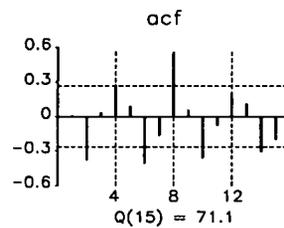
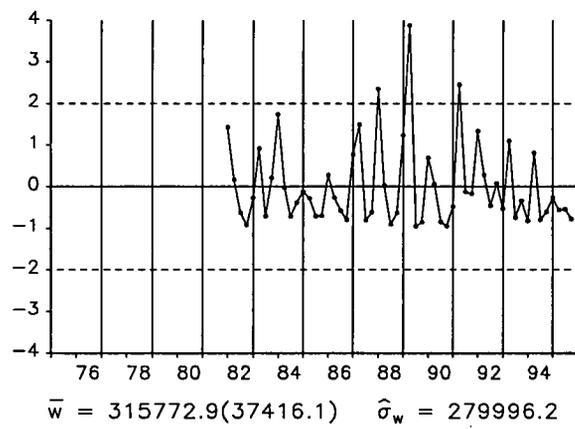


Residuos Modelo M2.C

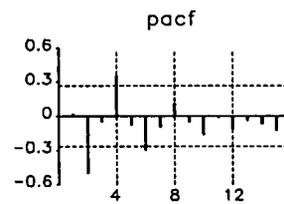
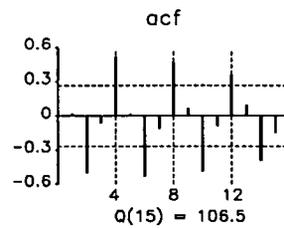
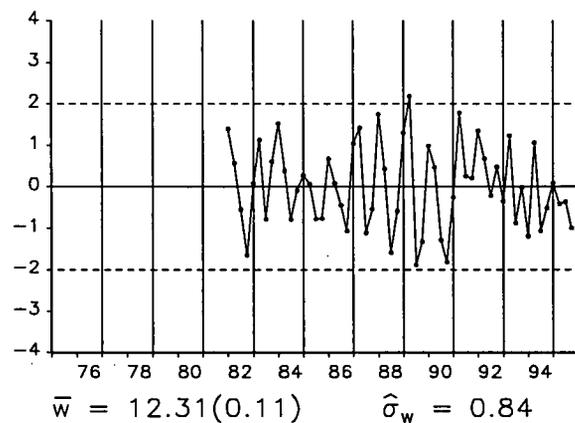




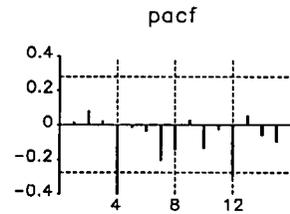
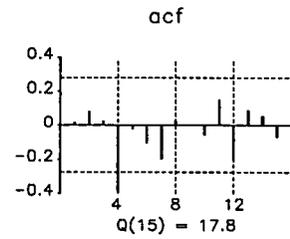
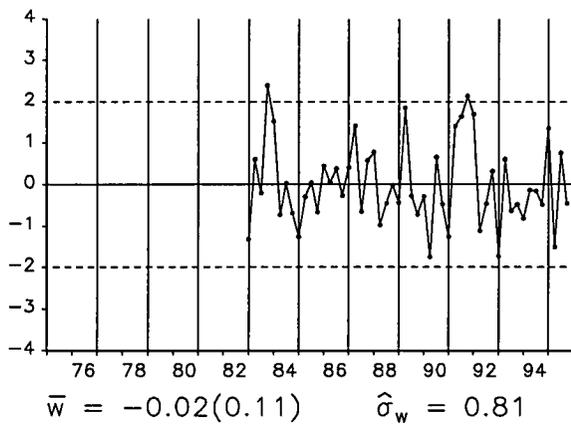
JH_t



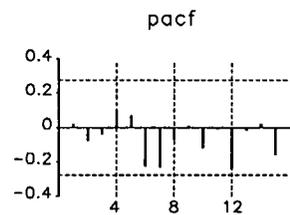
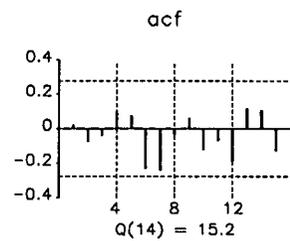
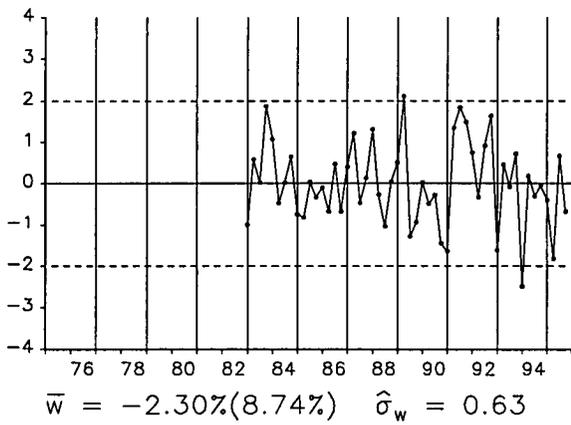
lnJH_t



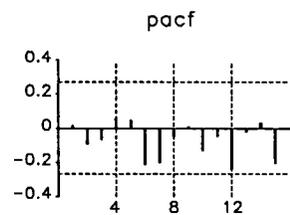
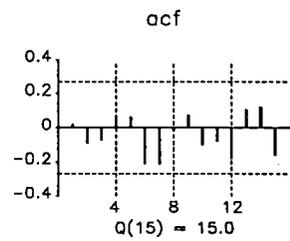
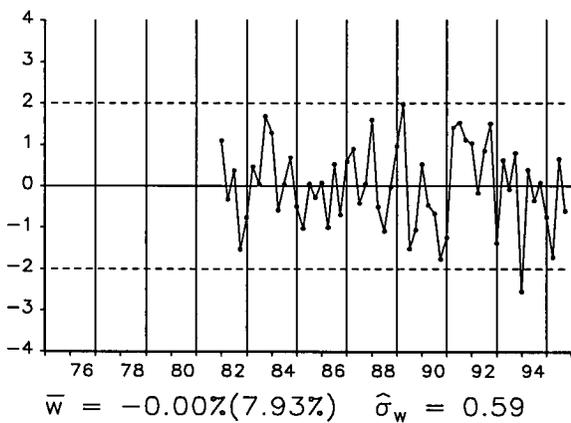
$\nabla_4 \ln JH_t$

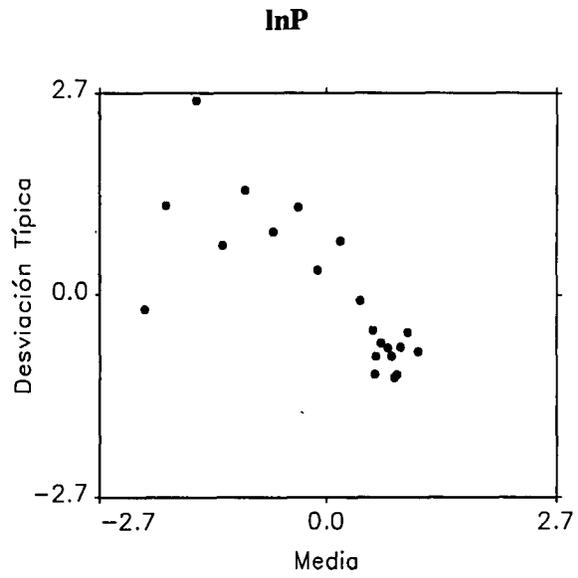
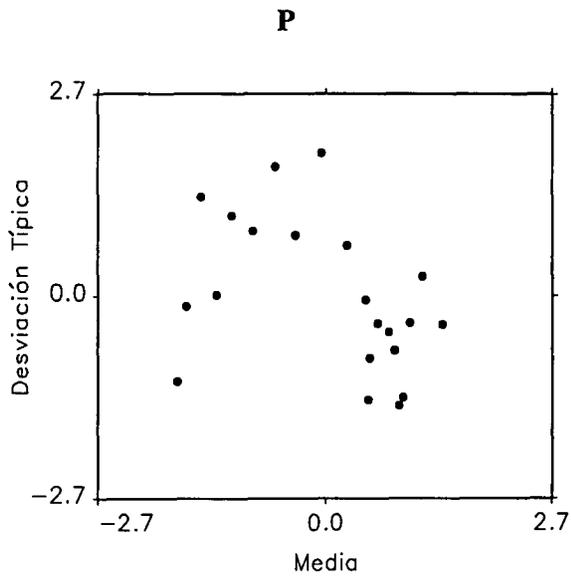


Residuos Modelo M1.JH

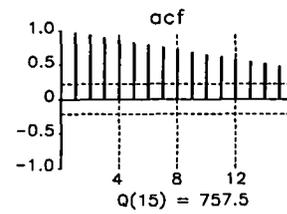
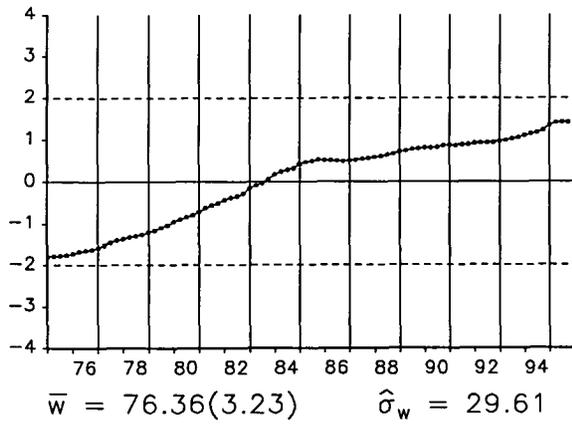


Residuos Modelo M2.JH

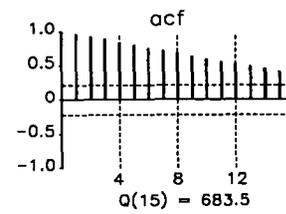
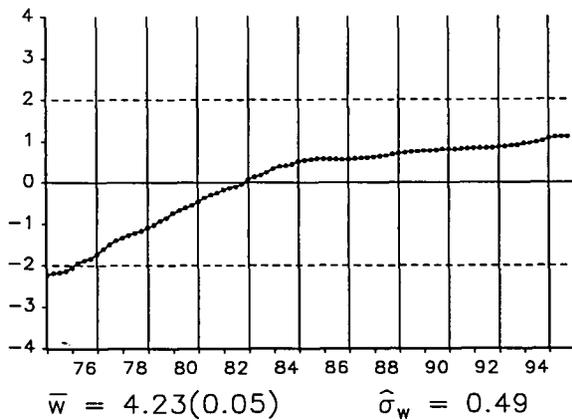




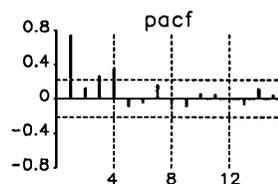
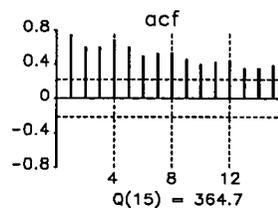
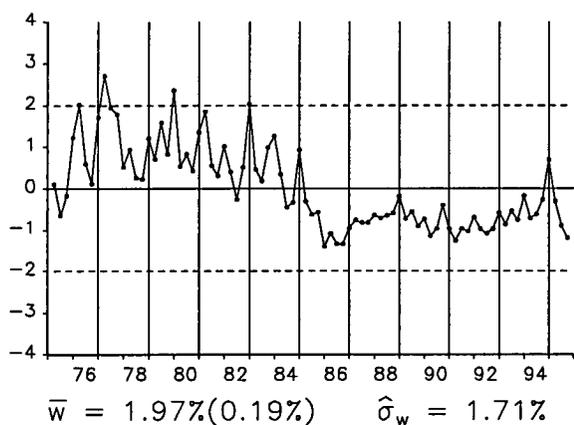
P_t



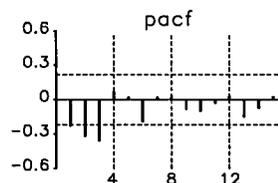
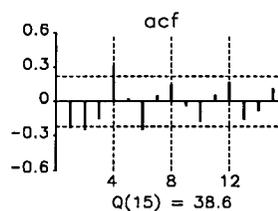
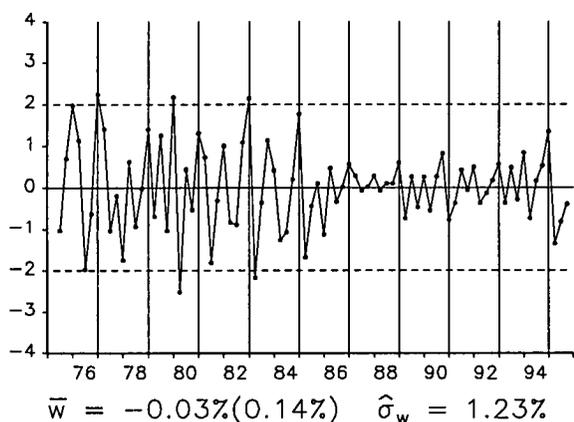
lnP_t



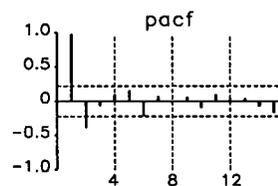
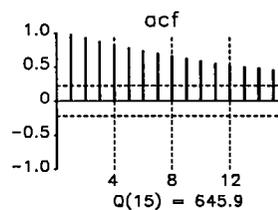
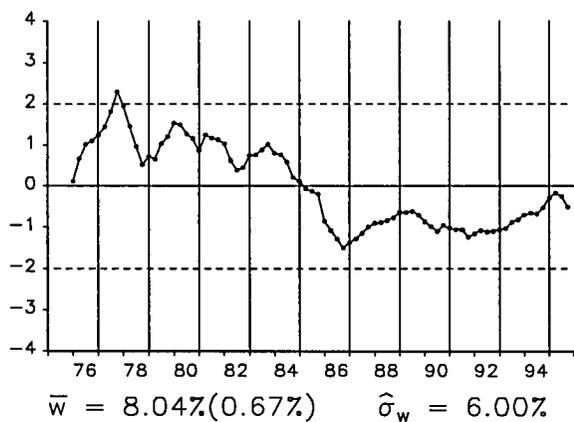
$\nabla \ln P_t$



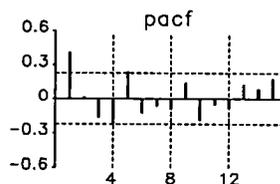
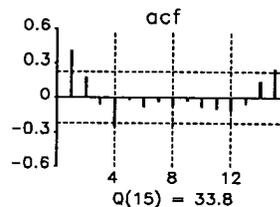
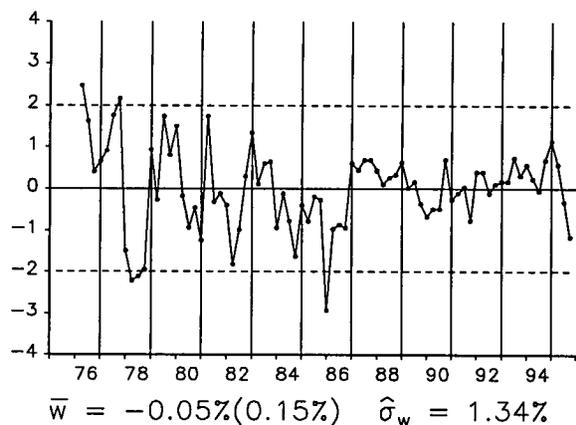
$\nabla^2 \ln P_t$



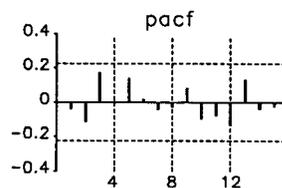
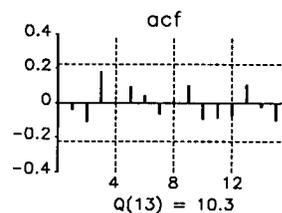
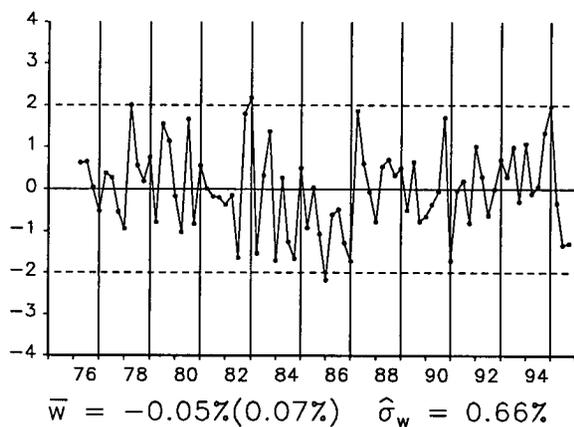
$\nabla_4 \ln P_t$



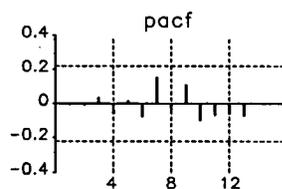
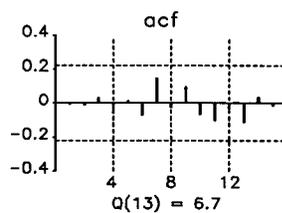
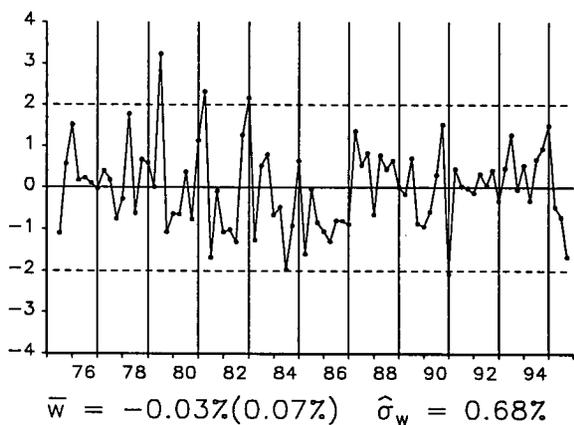
$\nabla\nabla_4 \ln P_t$

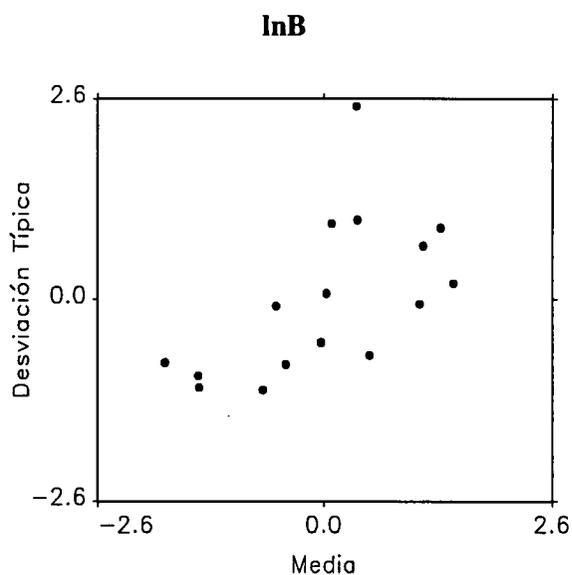
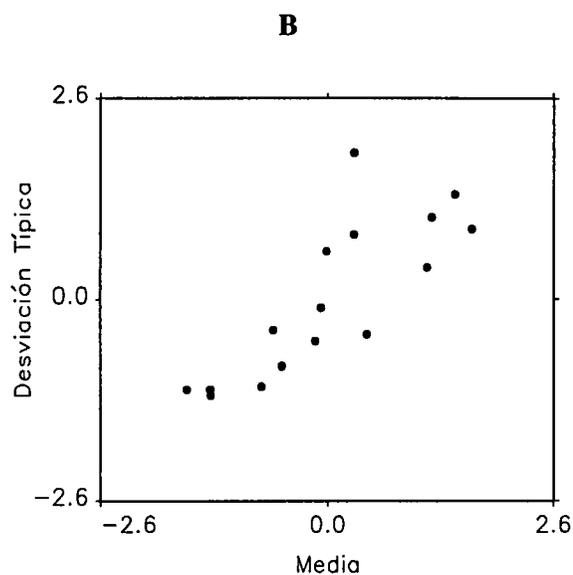


Residuos Modelo M1.P

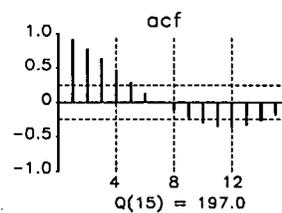
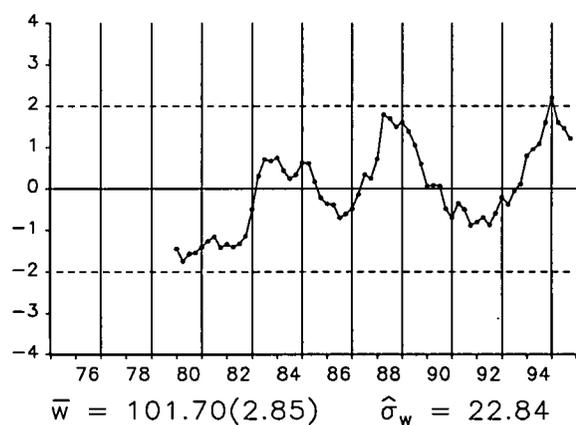


Residuos Modelo M2.P

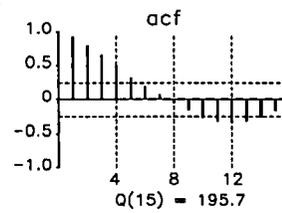
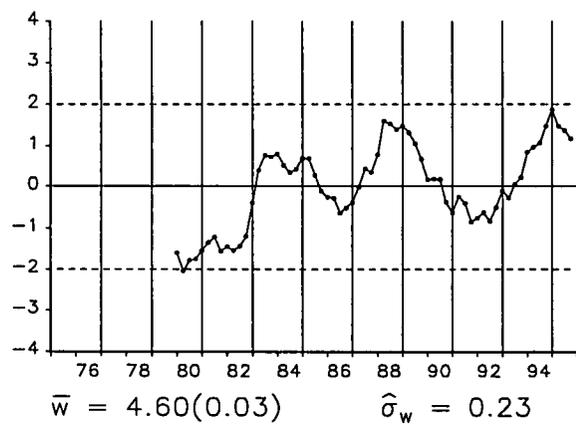




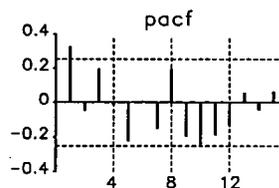
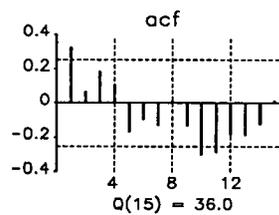
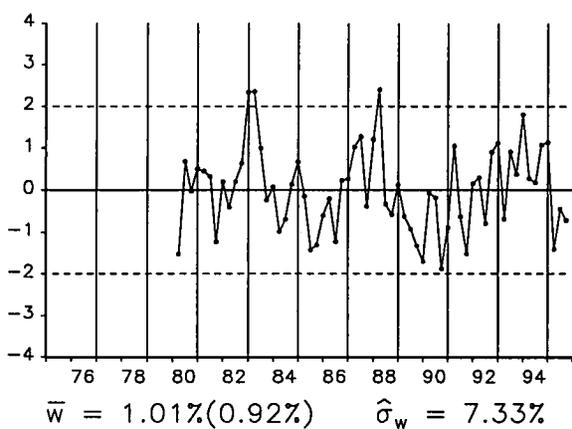
B_t



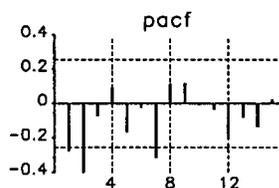
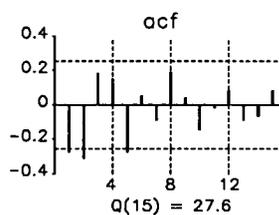
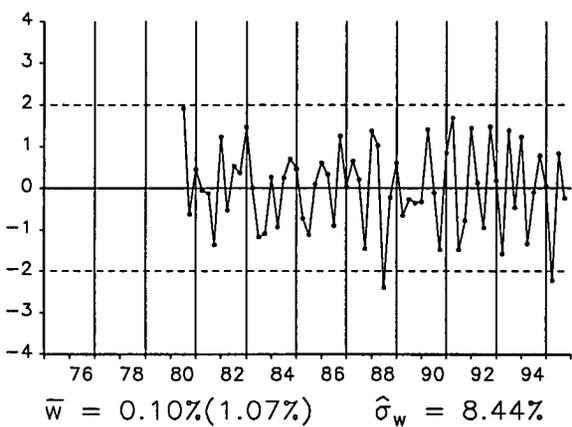
lnB_t



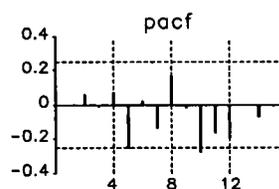
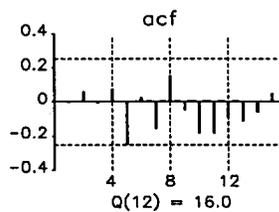
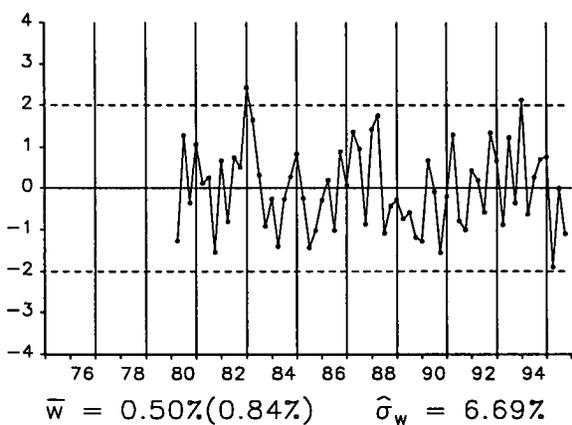
$\nabla \ln B_t$



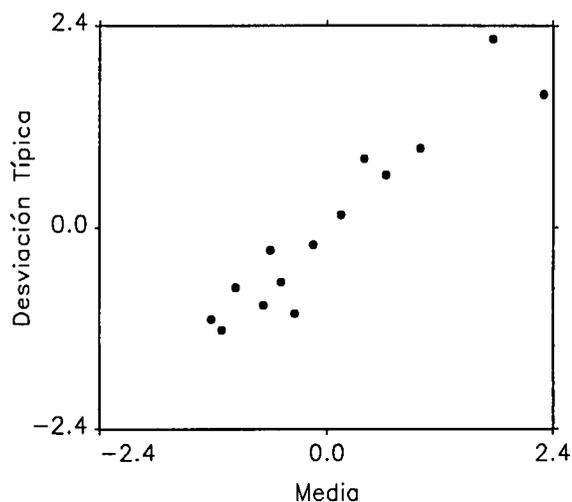
$\nabla^2 \ln B_t$



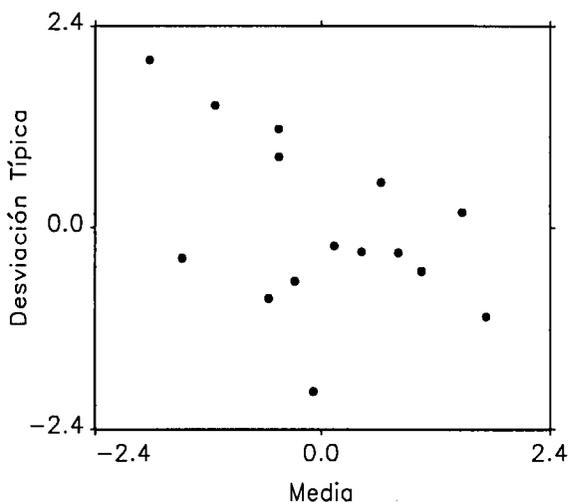
Residuos Modelo M1.B



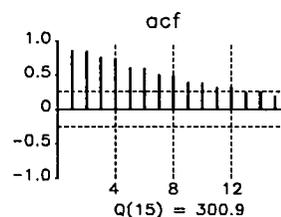
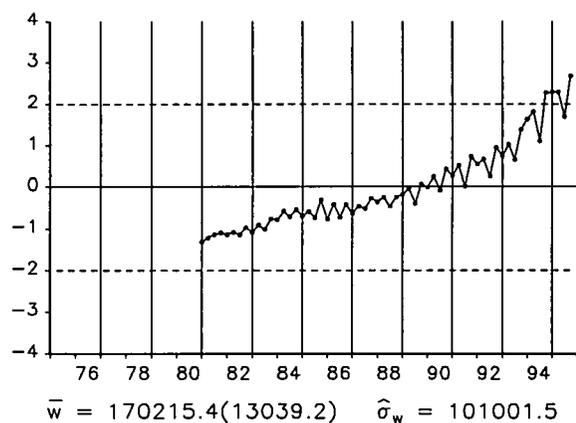
YX



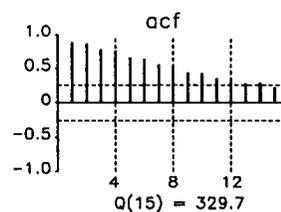
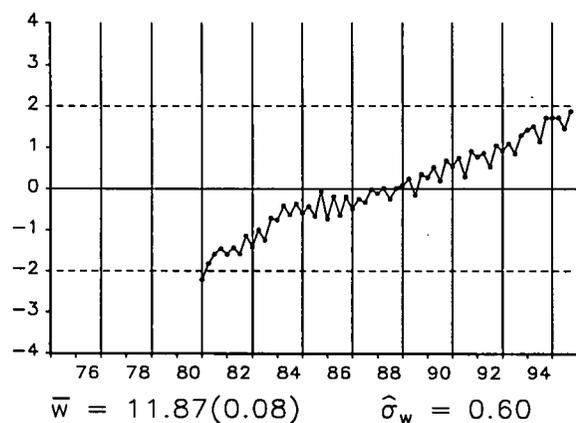
lnYX



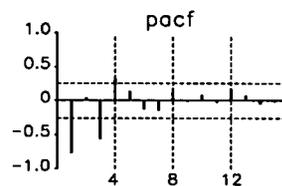
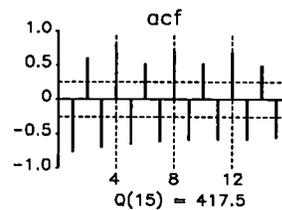
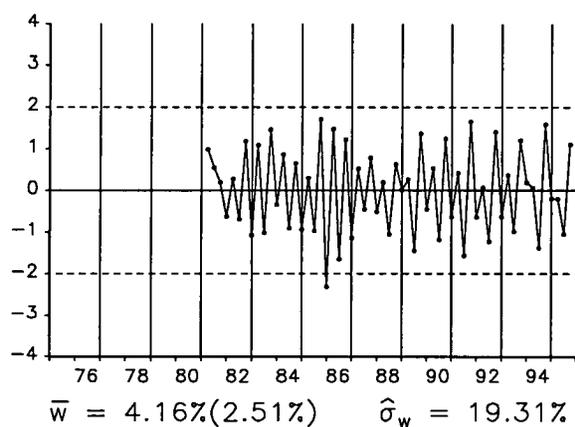
YX_t



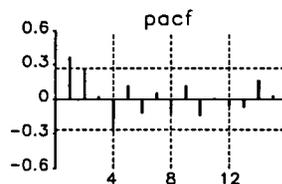
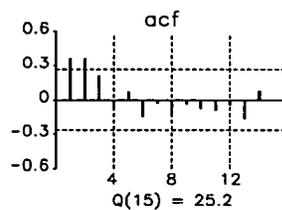
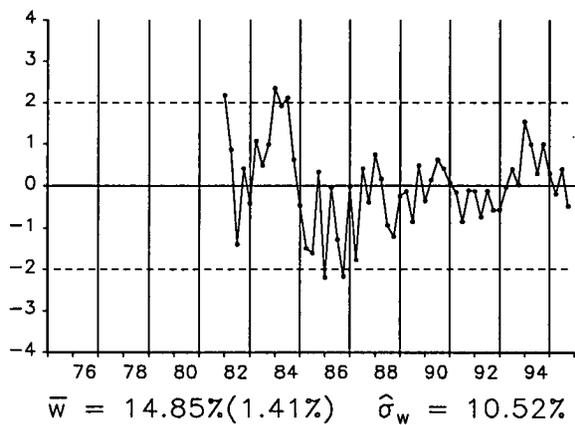
lnYX_t



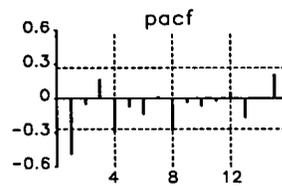
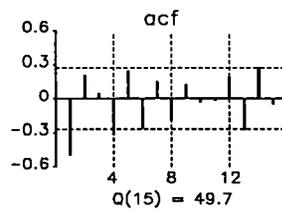
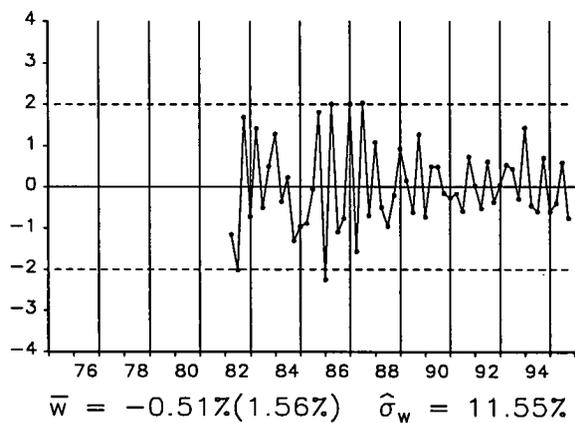
$\nabla \ln YX_t$



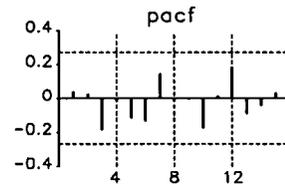
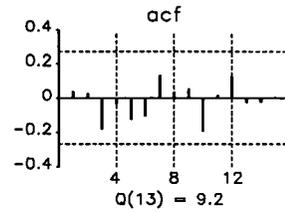
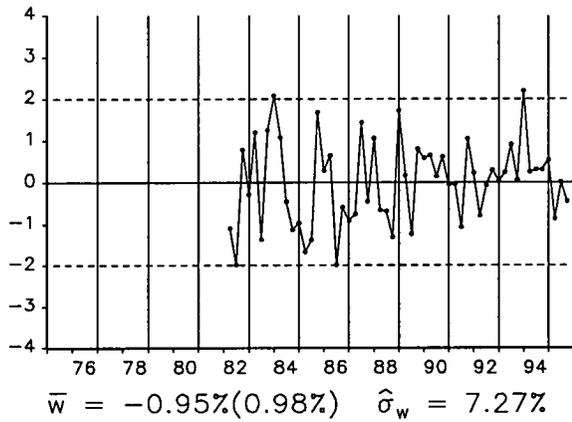
$\nabla_4 \ln YX_t$



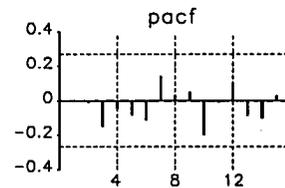
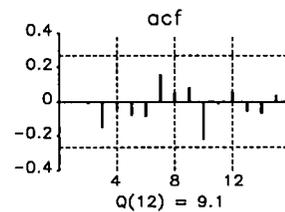
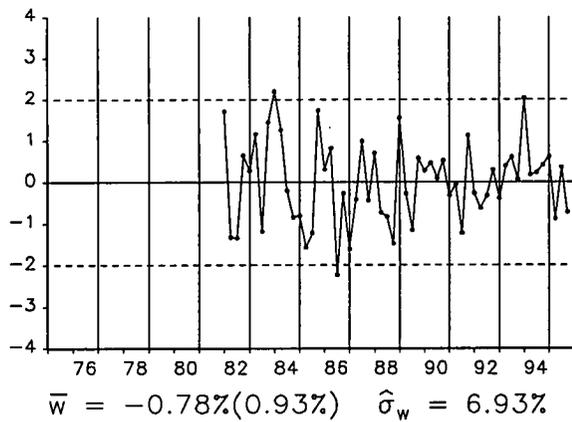
$\nabla \nabla_4 \ln YX_t$



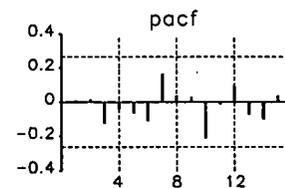
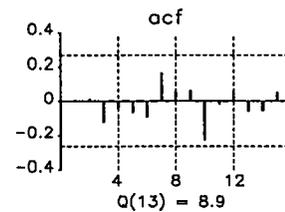
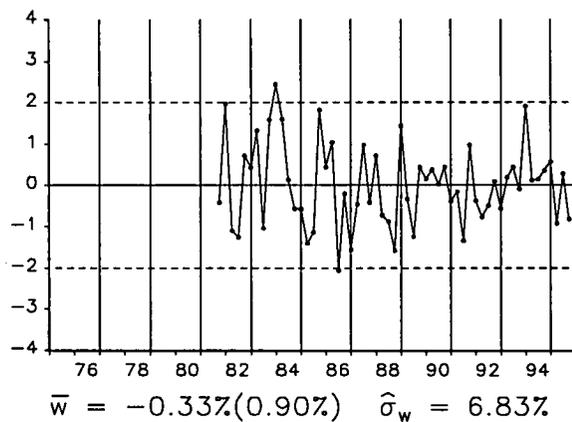
Residuos Modelo M1.YX



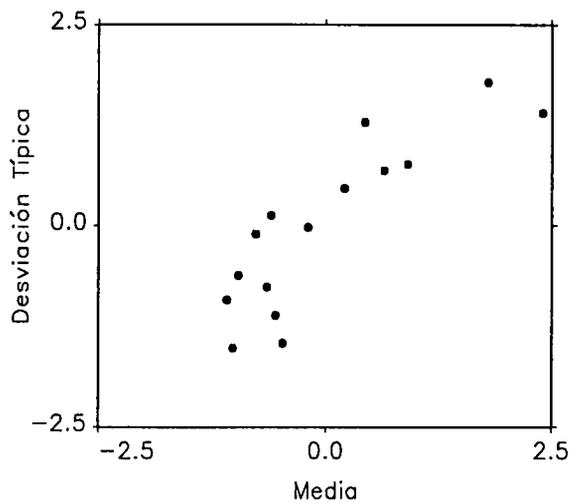
Residuos Modelo M2.YX



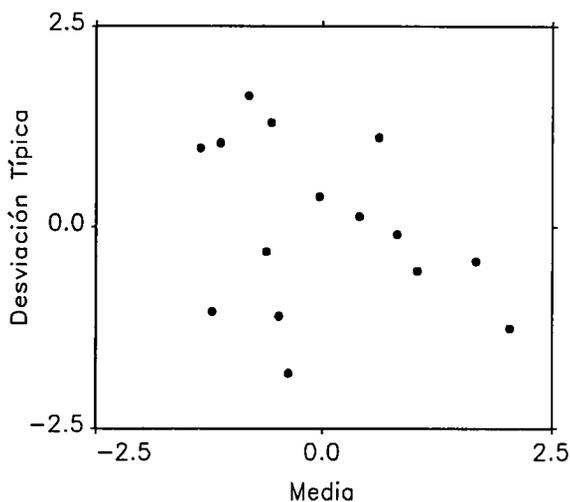
Residuos Modelo M3.YX



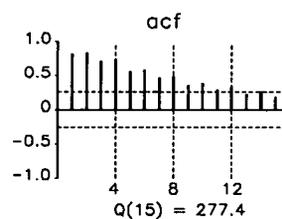
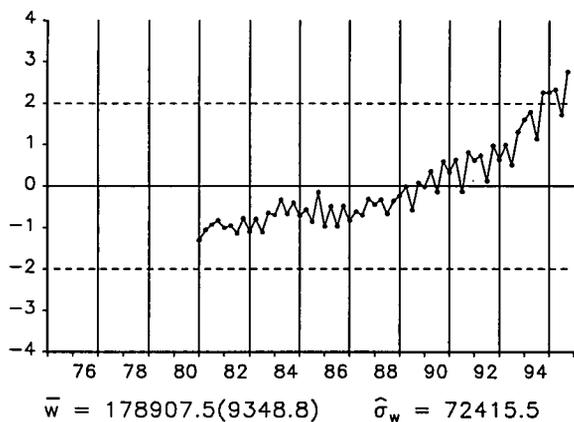
QX



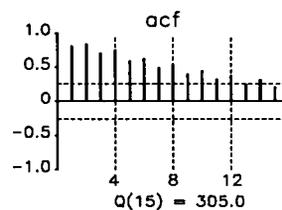
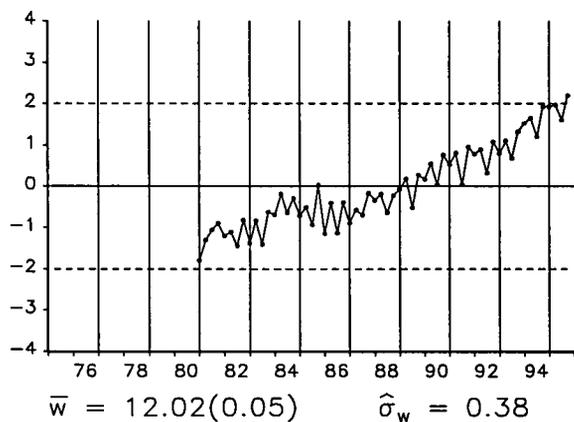
lnQX



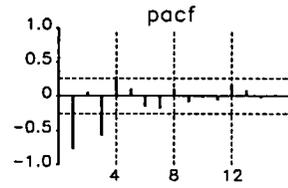
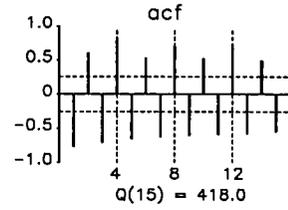
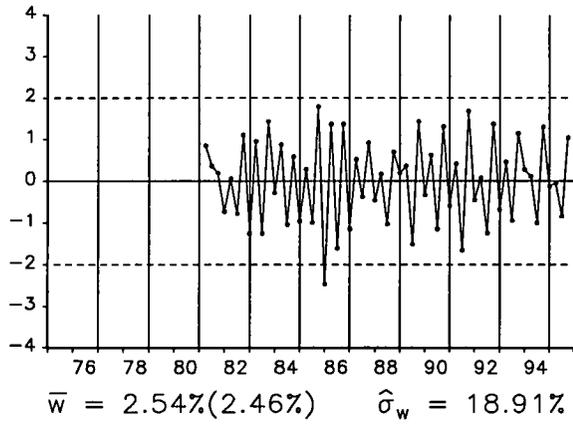
QX_t



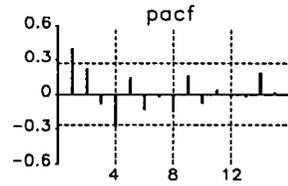
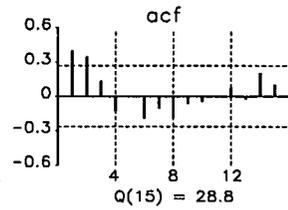
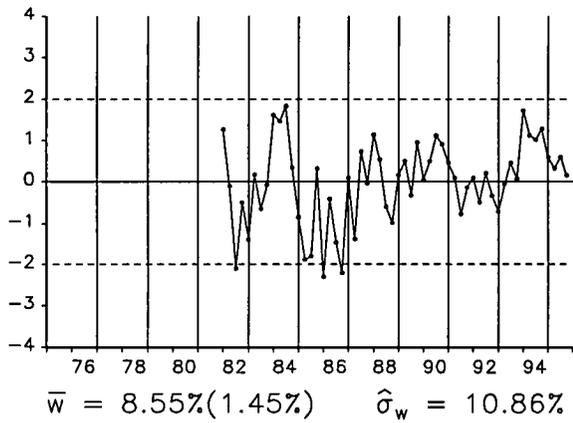
lnQX_t



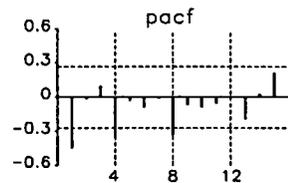
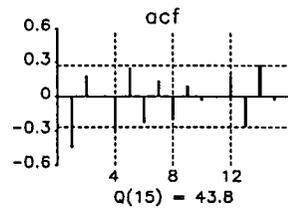
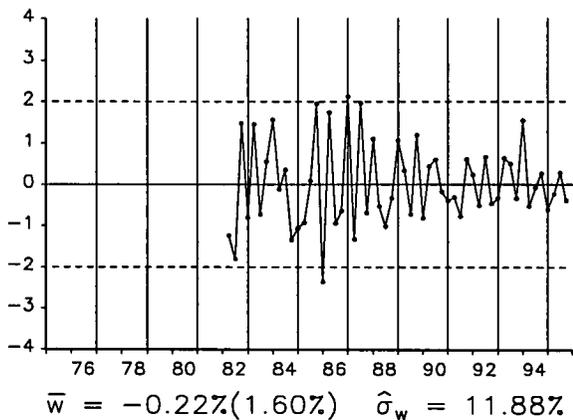
$\nabla \ln QX_t$



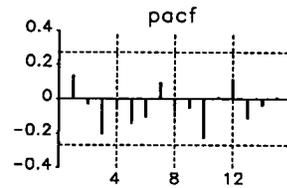
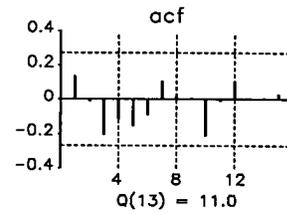
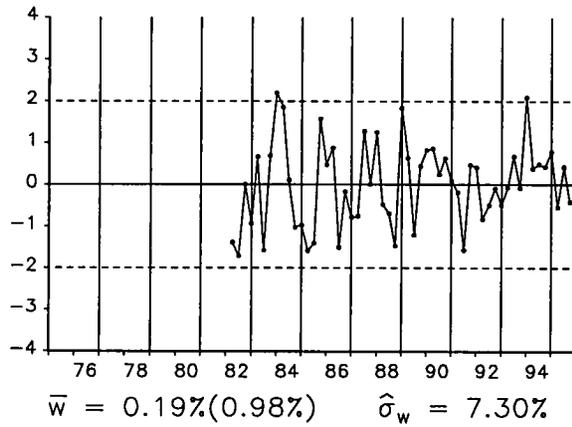
$\nabla_4 \ln QX_t$



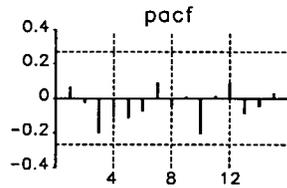
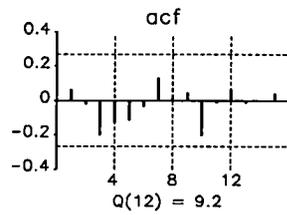
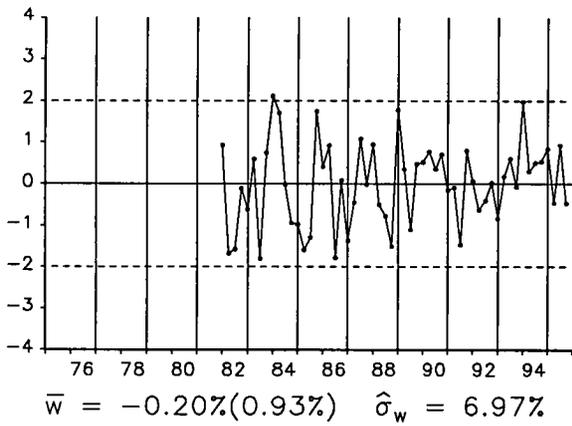
$\nabla \nabla_4 \ln QX_t$



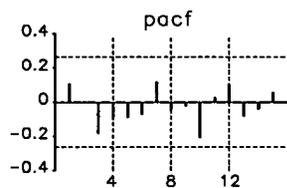
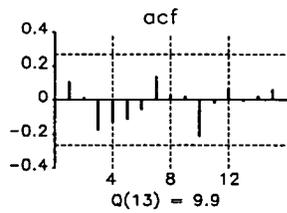
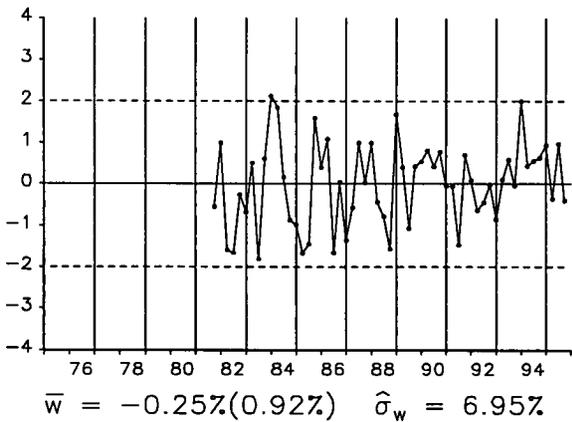
Residuos Modelo M1.QX

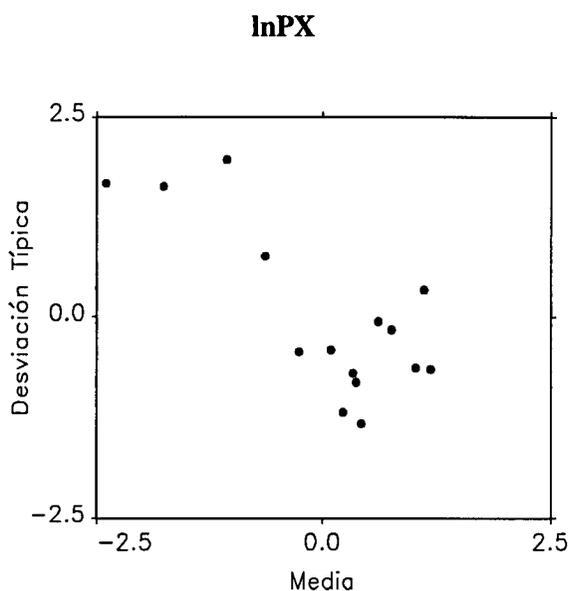
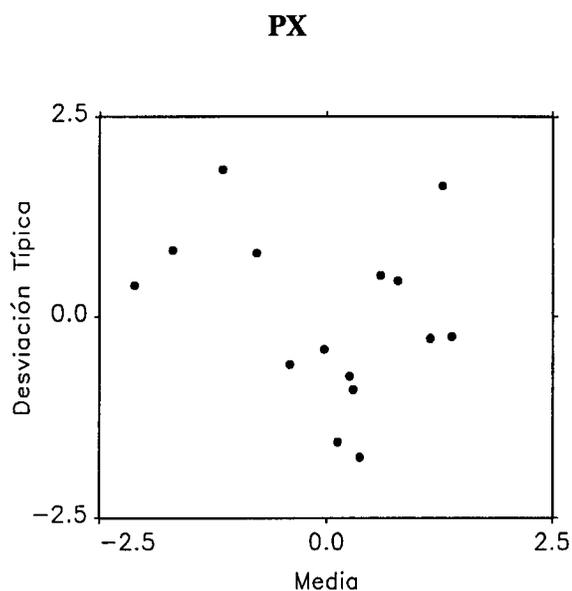


Residuos Modelo M2.QX

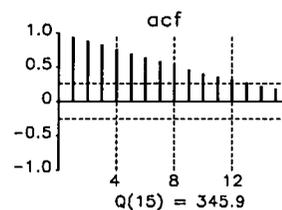
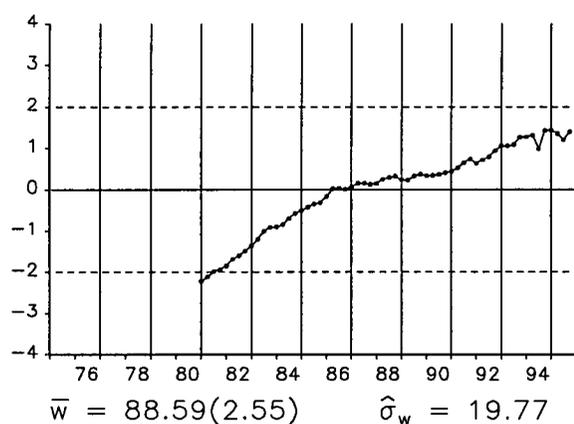


Residuos Modelo M3.QX

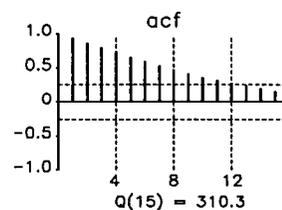
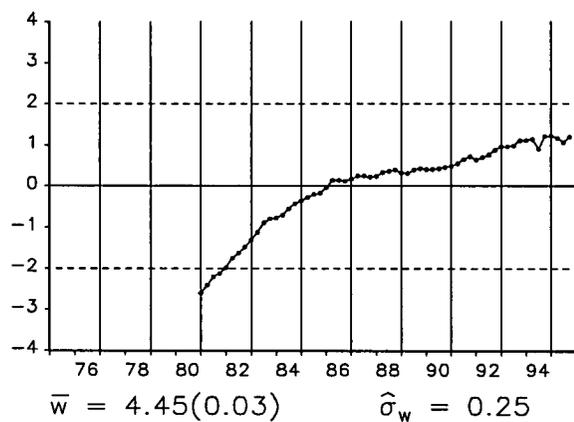




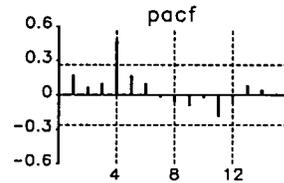
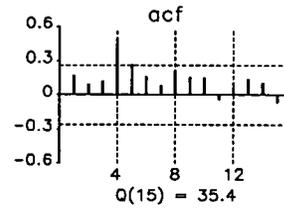
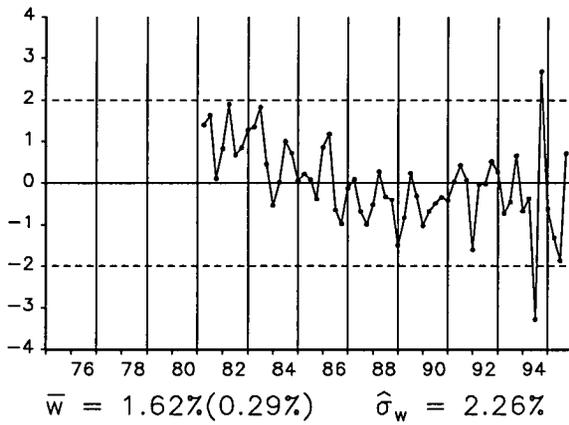
PX_t



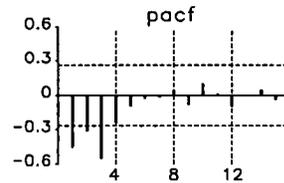
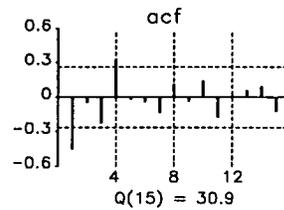
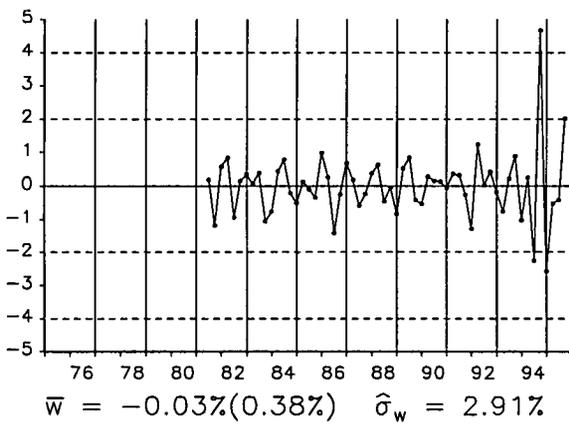
lnPX_t



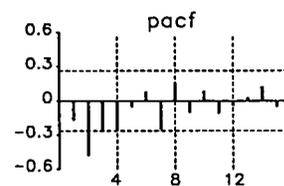
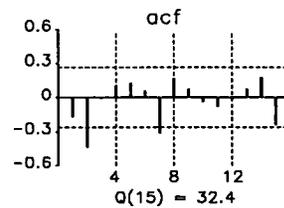
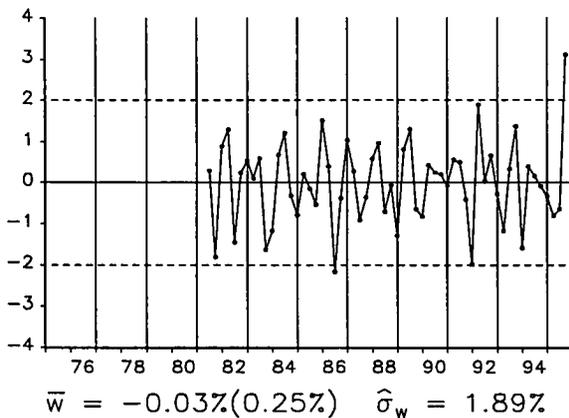
$\nabla \ln PX_t$



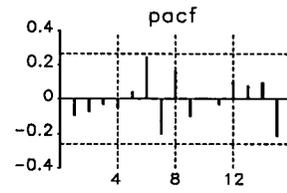
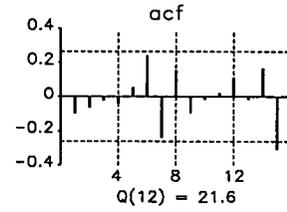
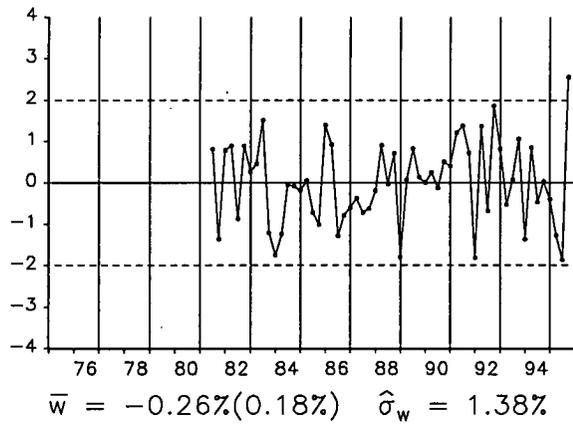
$\nabla^2 \ln PX_t$

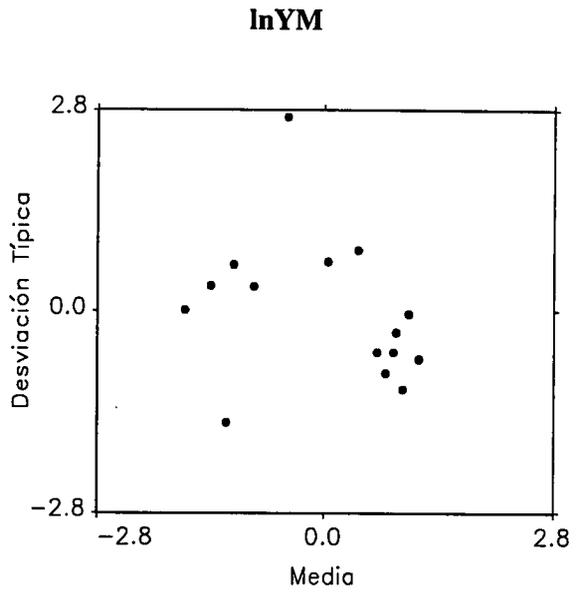
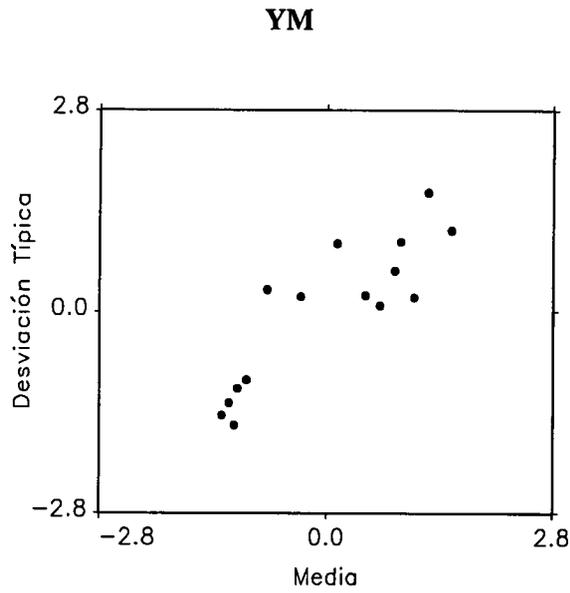


Residuos Modelo M0.PX

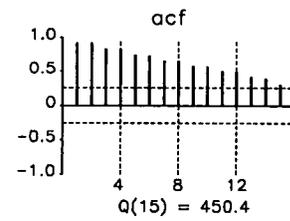
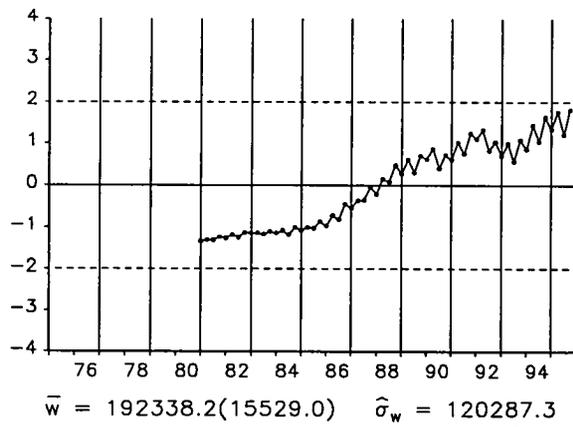


Residuos Modelo M1.PX

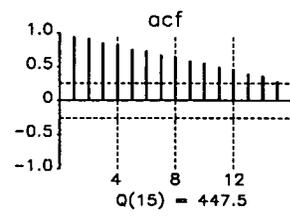
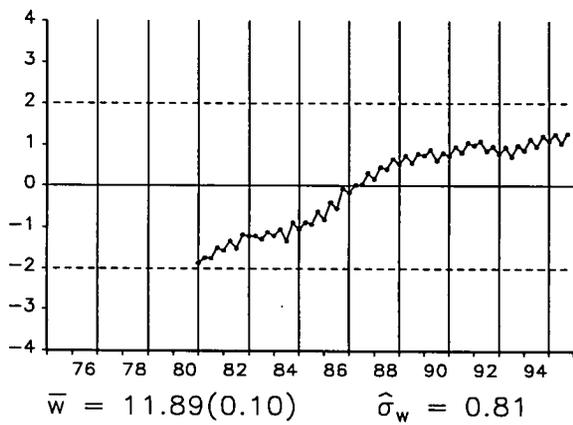




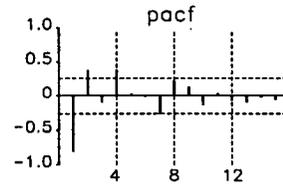
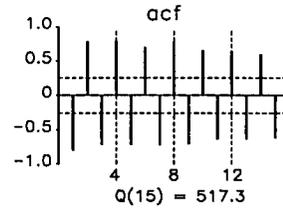
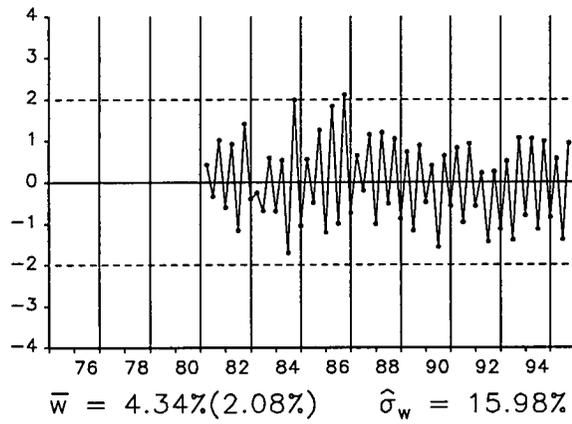
YM_t



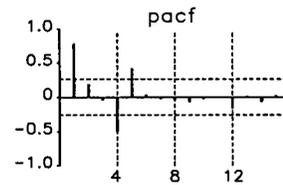
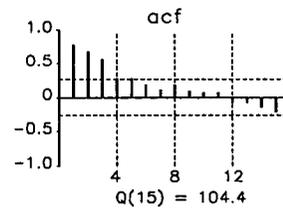
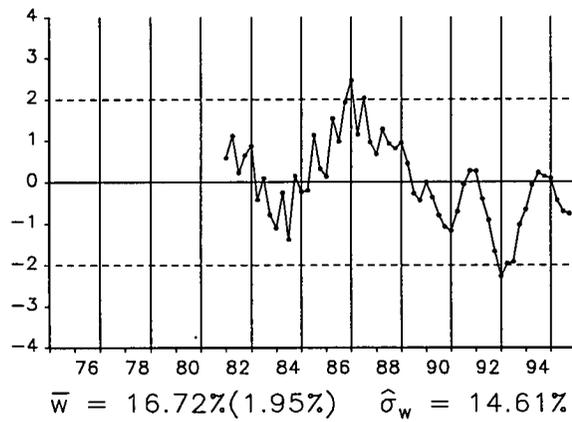
lnYM_t



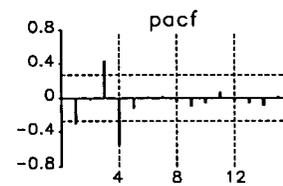
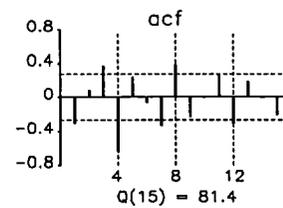
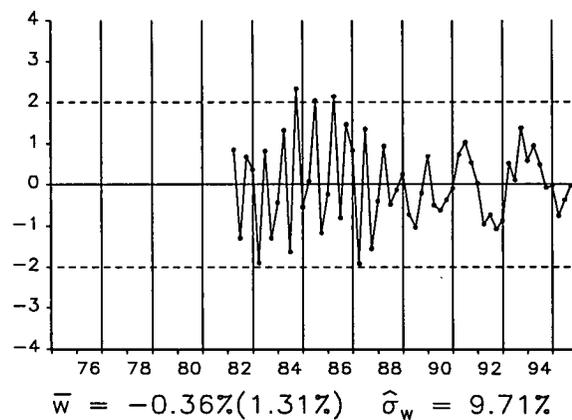
$\nabla \ln Y M_t$



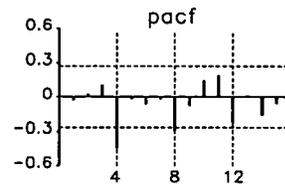
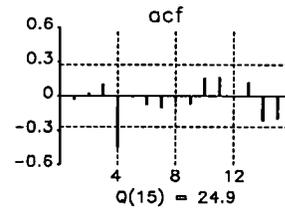
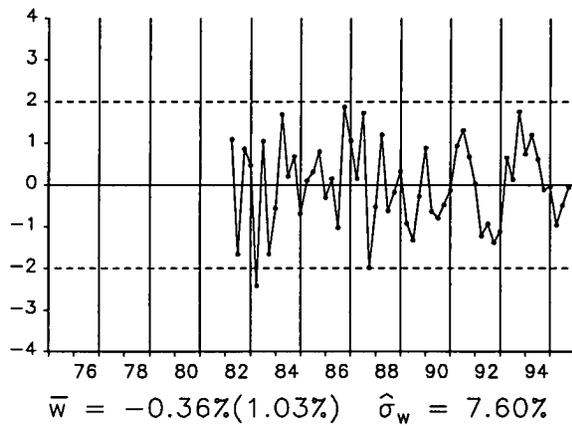
$\nabla_4 \ln Y M_t$



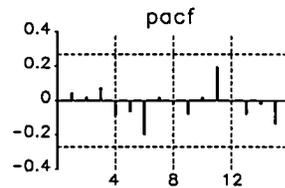
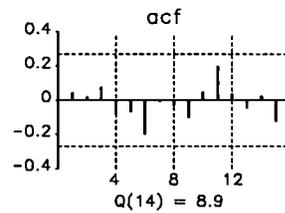
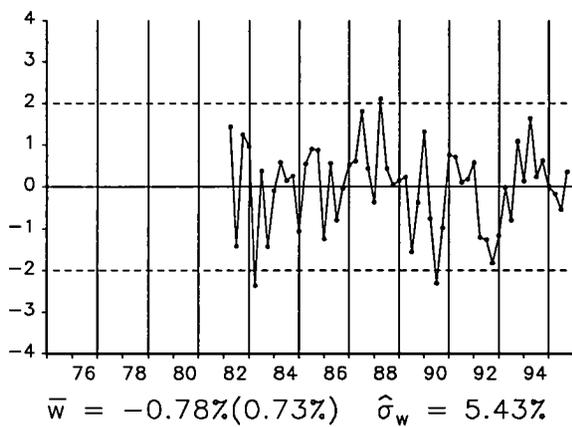
$\nabla \nabla_4 \ln Y M_t$



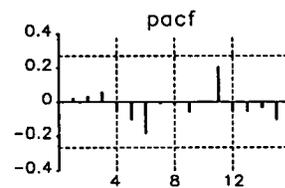
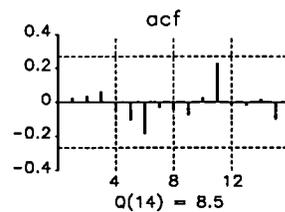
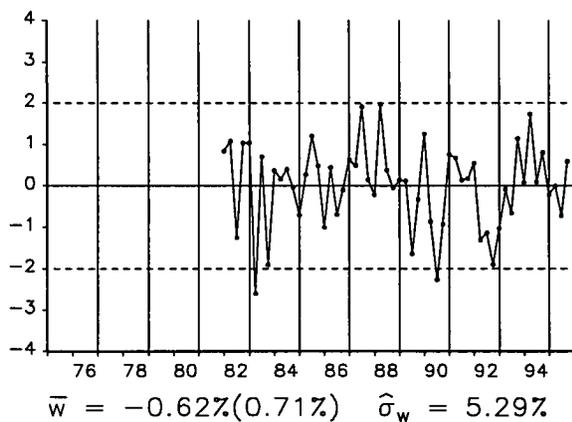
Residuos Modelo M0.YM



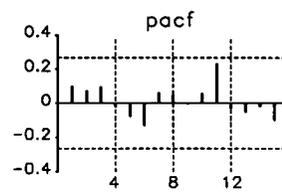
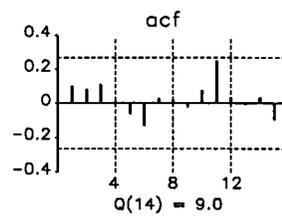
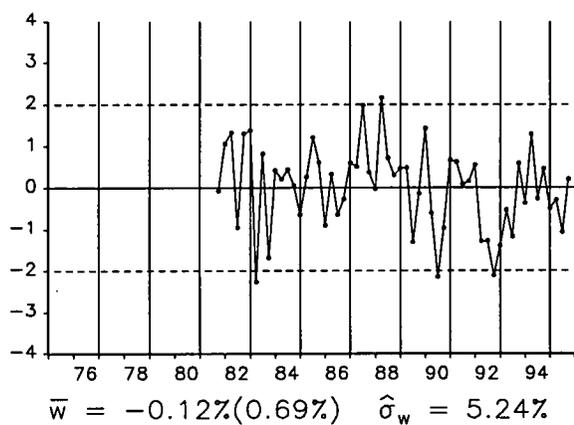
Residuos Modelo M1.YM



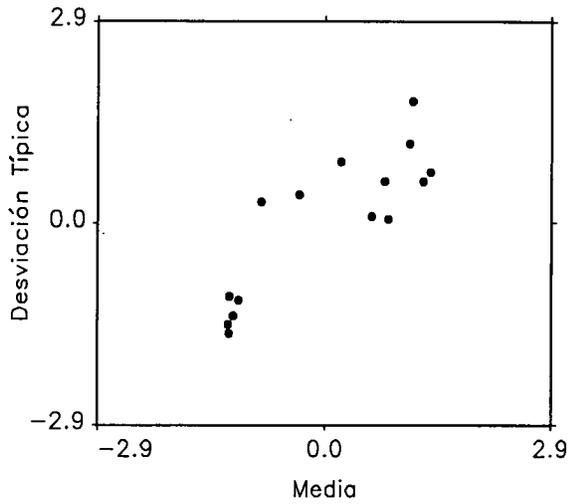
Residuos Modelo M2.YM



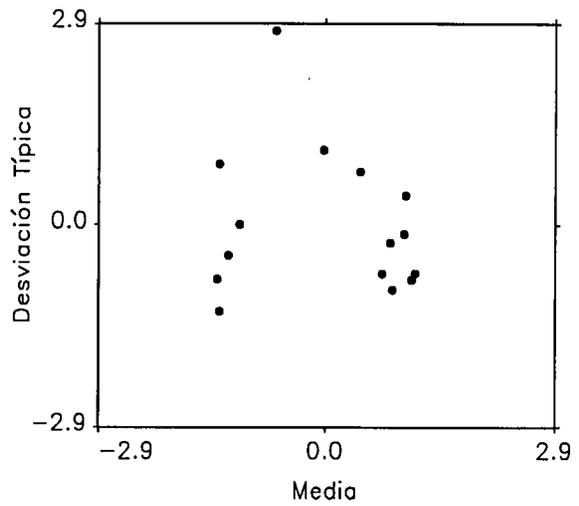
Residuos Modelo M3.YM



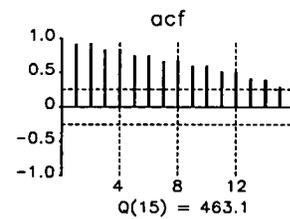
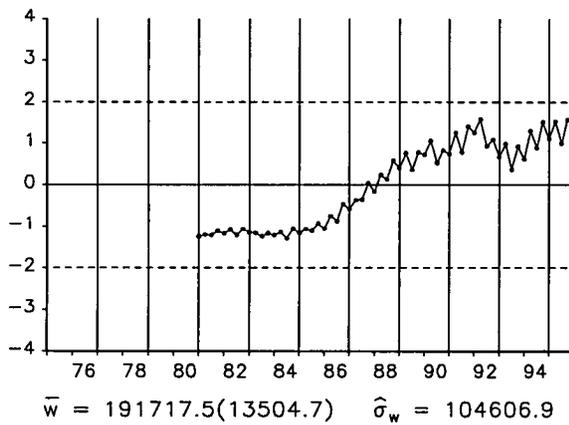
QM



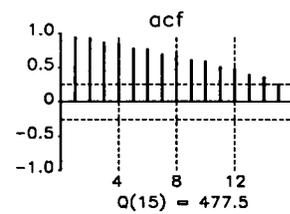
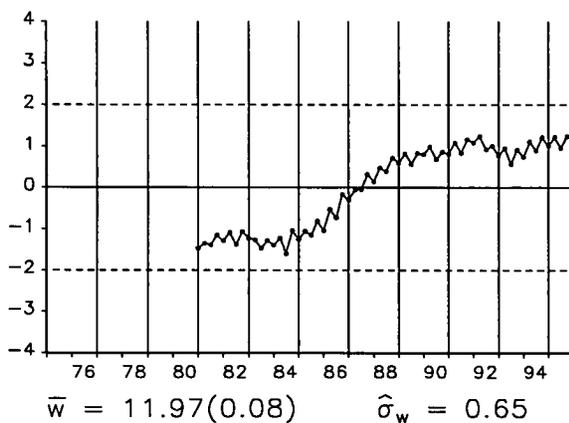
lnQM



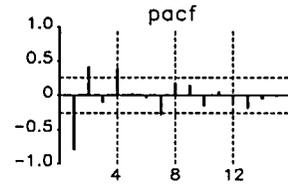
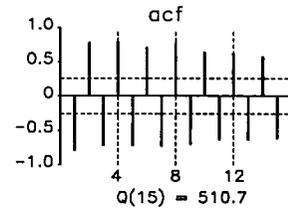
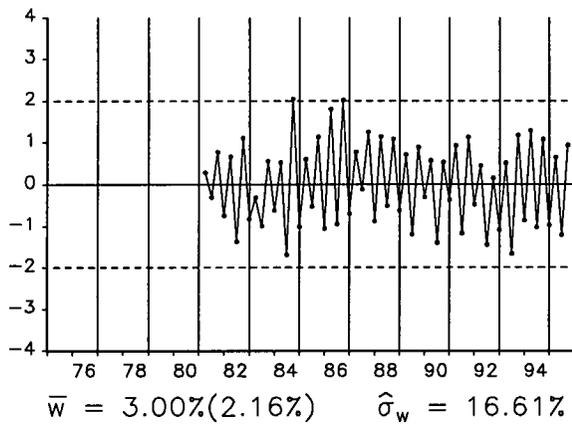
QM_t



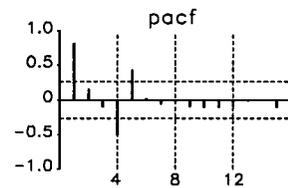
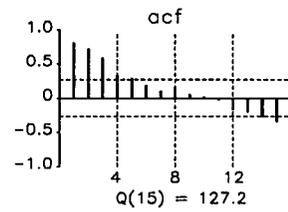
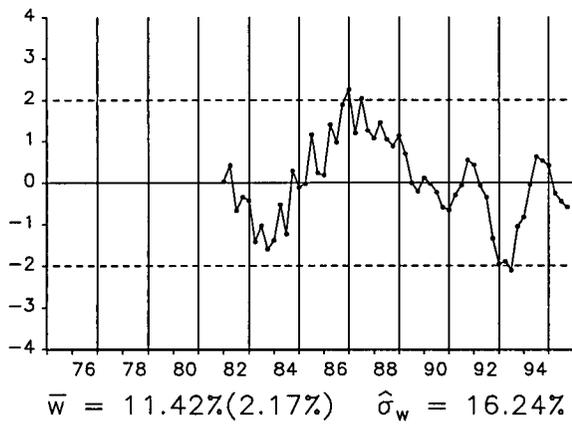
lnQM_t



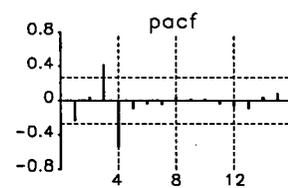
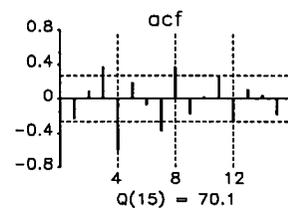
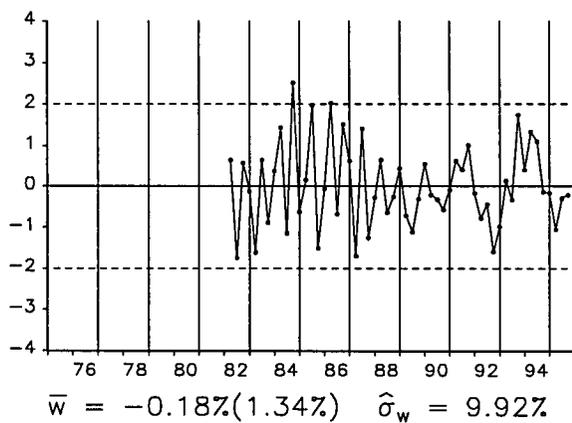
$\nabla \ln QM_t$



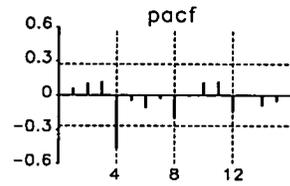
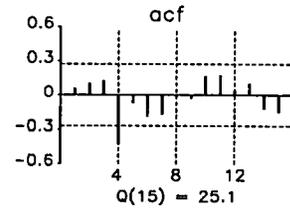
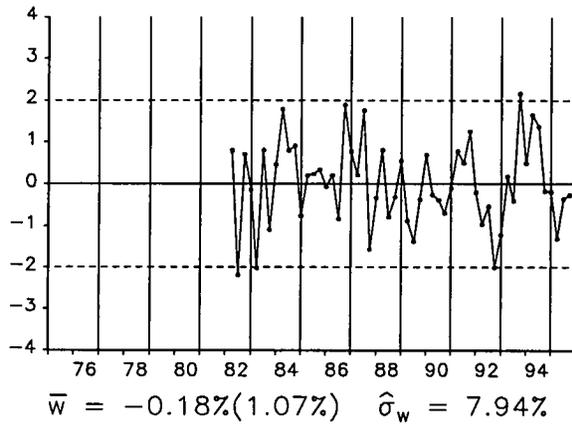
$\nabla_4 \ln QM_t$



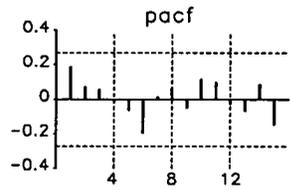
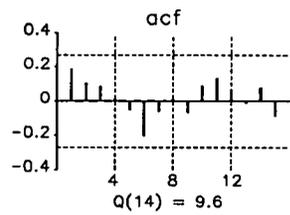
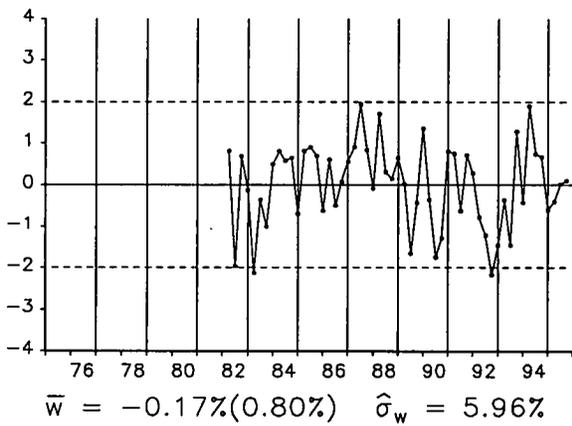
$\nabla \nabla_4 \ln QM_t$



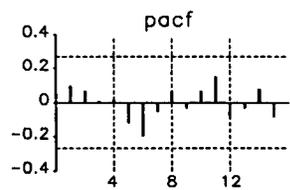
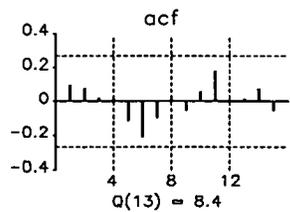
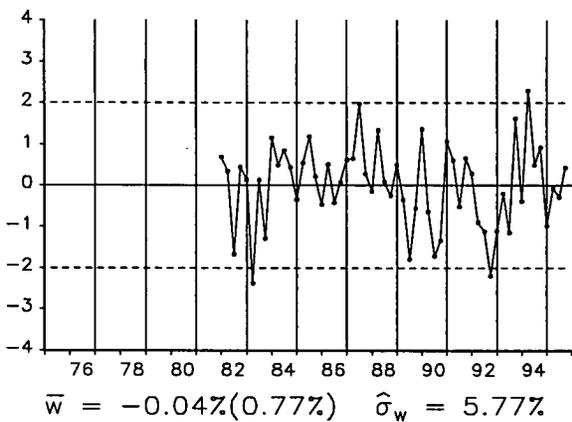
Residuos Modelo M0.QM



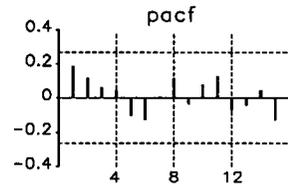
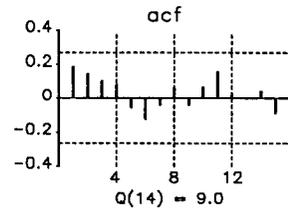
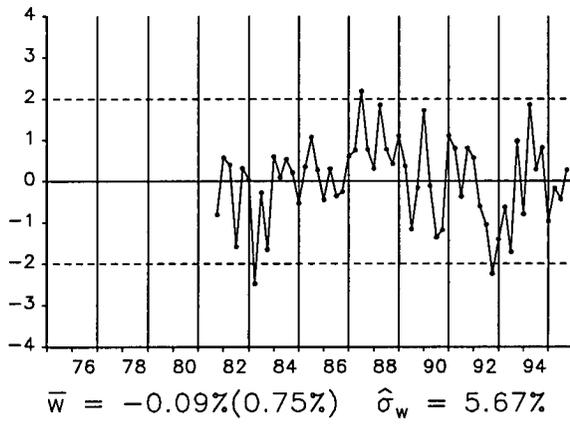
Residuos Modelo M1.QM

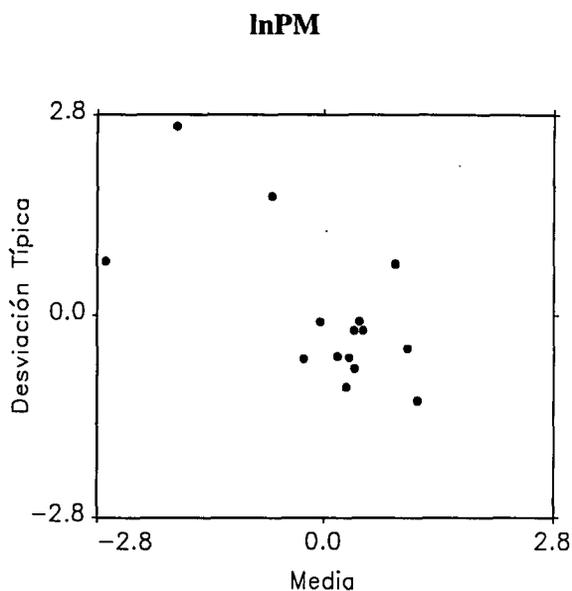
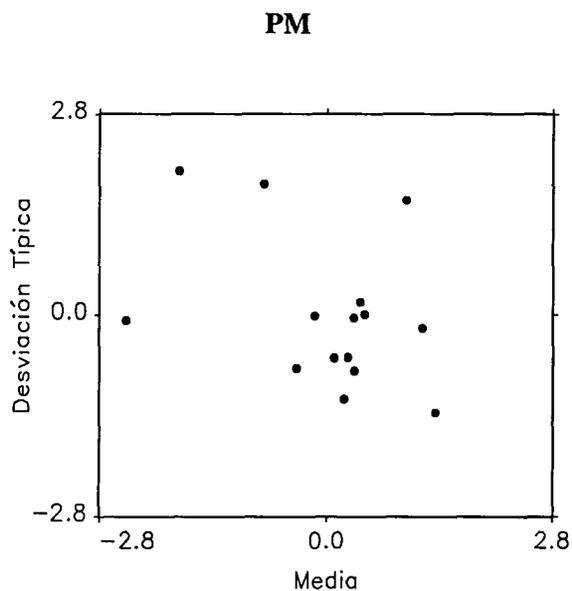


Residuos Modelo M2.QM

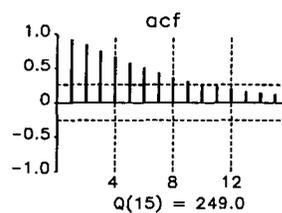
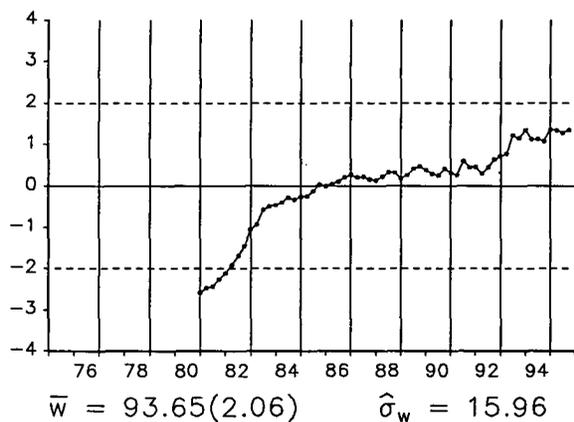


Residuos Modelo M3.QM

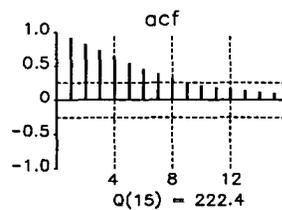
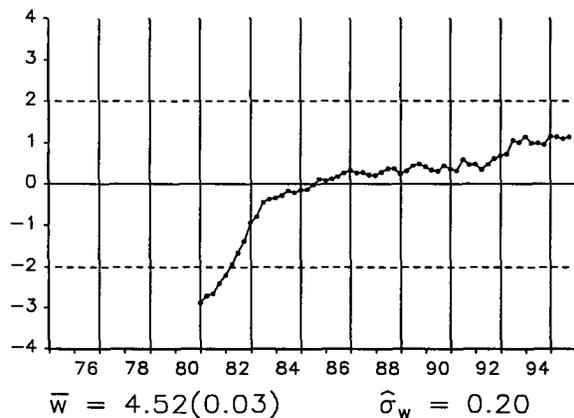




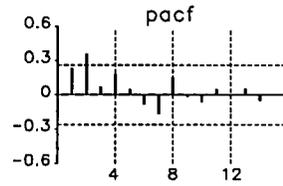
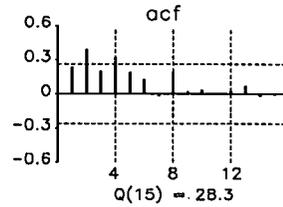
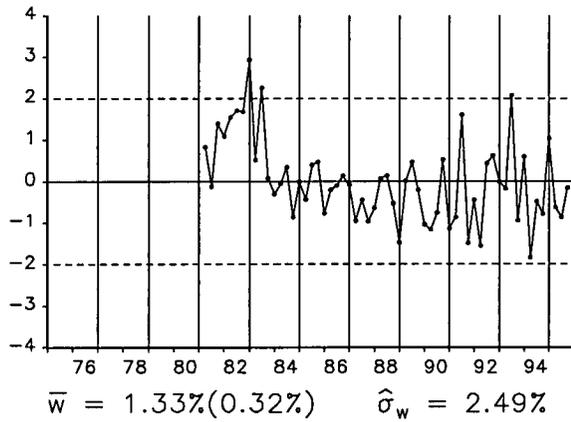
PM_t



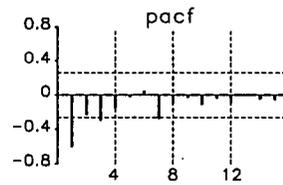
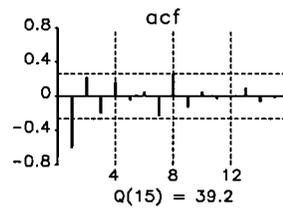
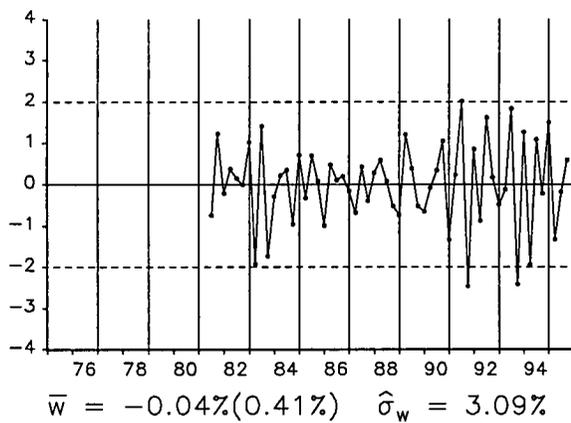
lnPM_t



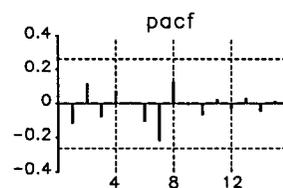
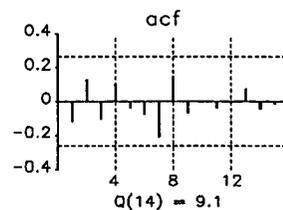
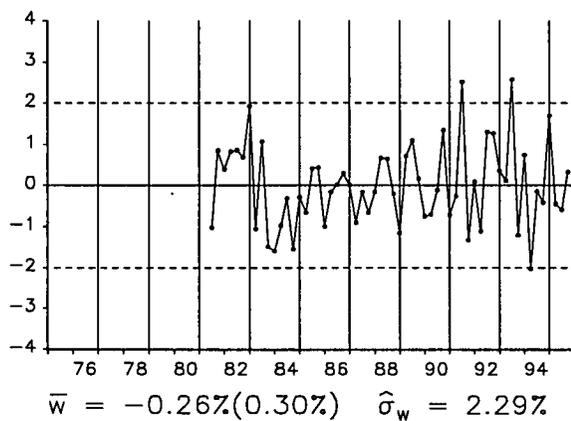
$\nabla \ln PM_t$



$\nabla^2 \ln PM_t$



Residuos Modelo M1.PM



CAPÍTULO 4

El Grado de Utilización de la Capacidad Productiva y su Previsión

En este capítulo se presenta un modelo multivariante para las series del Grado de Utilización (U_t), Previsión del Grado de Utilización (PU_t) y el Error en la Previsión del Grado de Utilización ($ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$) de la Capacidad Productiva en la Industria (sin construcción). Las series U_t y PU_t proceden de la ECI del MINER. Para más detalles véase Apéndice D.

En el Capítulo 3 se presentan los modelos univariantes de estas tres series. En el modelo multivariante aquí presentado, los parámetros de las variables deterministas se estiman restringidos a verificar la identidad que define la triada. Esta especificación proporciona estimaciones más eficientes que las univariantes no restringidas.

El objetivo fundamental de este capítulo es evaluar empíricamente la calidad de PU_{t-1} como previsión puntual (a horizonte un trimestre) de U_t y proponer la construcción de una previsión puntual alternativa. La previsión puntual PU_{t-1} podría considerarse aceptable si el error de previsión ER_t siguiera un proceso de ruido blanco. De acuerdo con los resultados del Capítulo 3, este supuesto no se cumple. Sin embargo, es posible construir una previsión puntual corregida, PU_{t-1}^c , de modo que el nuevo error de previsión parezca seguir un proceso de ruido blanco. Cuando, además, se detecta que PU_{t-1}^c difiere de la previsión puntual univariante de U_t , $\hat{U}_{t-1}(1) = U_{t-1}$ (en este caso), se propone el cálculo de una previsión puntual más eficiente que combina la información de ambas.

El contenido del capítulo se estructura en cinco partes. En la Sección 4.1 se

describen los resultados de la elaboración del modelo multivariante de U_t , PU_t y ER_t . En la Sección 4.2 se evalúa la calidad de PU_{t-1} como previsión puntual de U_t . En la Sección 4.3 se calcula y evalúa la diferencia entre PU_{t-1}^c y la previsión univariante de U_t . En la Sección 4.4 se propone el cálculo de una previsión puntual alternativa. La Sección 4.5 contiene las conclusiones. Los Apéndices T.4 y G.4 incluyen, respectivamente, el resumen del modelo y los materiales gráficos de las series investigadas.

4.1 Modelo Multivariante de U , PU y ER

El estudio comienza con la estimación de un modelo para las series U_t , PU_t y ER_t , cuya estructura estocástica y determinista está formulada a partir de los modelos MEG con intervención del Capítulo 3 (M2.U, M2.PU y M2.ER). La estructura determinista se especifica de modo que en cada ecuación estén presentes todas las variables deterministas de las tres series. Los parámetros asociados a tales variables se restringen para verificar estrictamente la identidad que define la triada. Con este tipo de estimación restringida, se logra mayor eficiencia por disponer de un número de grados de libertad superior que en la estimación univariante sin restringir.

La especificación del modelo restringido requiere que, en U_t , sea añadida la variable impulso en I/89, presente en ER_t en igual fecha y en PU_t en IV/88. Tal variable no está presente en el modelo univariante de U_t del Capítulo 3 por no detectarse valor anómalo en dicha fecha.

Los resultados de estimación de este modelo no se presentan por su similitud con los univariantes. La diagnosis no revela signos de mala especificación. Entre los residuos de ER_t y los de U_t , se detecta alta correlación contemporánea y ausencia de correlación retardada.

En el modelo presentado en el Cuadro 4 se estima la correlación contemporánea identificada entre los residuos de las variables U_t y ER_t . La diagnosis del modelo no

revela signos de mala especificación y es semejante a la de los modelos univariantes del Capítulo 3. En la *ccf* no se encuentra evidencia de correlación retardada entre los residuos de U_t y los de ER_t .

Las series U_t y PU_t presentan niveles evolutivos bruscamente cambiantes y el nivel de ER_t fluctúa alrededor de una constante. Los perfiles estacionales en U_t y PU_{t-1} son semejantes sin ser idénticos. La estacionalidad presente en ER_t revela las diferencias entre ambos.

4.2 Evaluación de la Calidad de PU_{t-1} como Previsión Puntual de U_t

En el caso de que PU_{t-1} fuera una previsión puntual aceptable de U_t , la variable ER_t debería seguir un proceso de ruido blanco, lo que implica que:

$$\begin{aligned} H_1: & \text{Existe } E(ER_t) \text{ y } E(ER_t) = 0 \quad \forall t \\ H_2: & \text{Existe } E(ER_t^2) \text{ y } E(ER_t^2) = \sigma_{ER}^2 \quad \forall t \\ H_3: & \text{Existe } E(ER_t ER_\tau) \text{ y } E(ER_t ER_\tau) = 0 \quad \forall t \neq \tau \end{aligned} \quad (4.1)$$

La hipótesis H_1 afirma que la previsión puntual PU_{t-1} de U_t no está sesgada. La hipótesis H_2 supone que el error de previsión un periodo hacia adelante es homocedástico. La hipótesis H_3 especifica la independencia temporal de ER_t .

El modelo univariante de ER_t revela que esta variable no sigue un proceso de ruido blanco. Para la modelización de ER_t se requieren dos intervenciones impulso (I/89 y IV/91), la incorporación de los términos de estacionalidad determinista y un término constante que se estima negativo y significativamente distinto de cero. Con la presencia de estas variables deterministas se incumple H_1 de (4.1). Estos tres efectos (intervenciones, estacionalidad determinista y constante) pueden ser corregidos en PU_{t-1} , para obtener PU_{t-1}^c , de modo que la variable $U_t - PU_{t-1}^c \equiv a_t^{ER}$ siga un proceso de

ruido blanco.

Efectivamente, la serie de residuos de ER , a_t^{ER} , tiene media no significativamente distinta de cero, su gráfico temporal no presenta signos de heterocedasticidad, ni *acf* y *pacf* evidencia de estructura estocástica no modelizada.

El cálculo de la previsión puntual corregida, PU_{t-1}^c , es la siguiente:

$$PU_{t-1}^c = PU_{t-1} + 6.3 \xi_t^{I,II/89} - 4.2 \xi_t^{I,IV/91} + .53 \cos \frac{\pi}{2} t - .10(-1)^t - .66 \quad (4.2)$$

4.3 Diferencia entre Previsiones Puntuales

Con el fin de evaluar si PU_{t-1}^c difiere de la previsión puntual univariante de U_t , $\hat{U}_{t-1}(1)$, se construye la variable d_t como la diferencia entre ambas previsiones puntuales:

$$d_t \equiv PU_{t-1}^c - \hat{U}_{t-1}(1) \quad (4.3)$$

Los dos errores de previsión puntual a horizonte un trimestre son:

$$a_t^U \equiv U_t - \hat{U}_{t-1}(1) \quad (4.4)$$

$$a_t^{ER} \equiv U_t - PU_{t-1}^c \quad (4.5)$$

entonces la expresión (4.3) puede reescribirse como:

$$d_t = a_t^U - a_t^{ER} \quad (4.6)$$

La varianza de la variable d_t se denota por σ_d^2 y tiene la expresión:

$$\begin{aligned}\sigma_d^2 &= V(a_t^U - a_t^{ER}) = V(a_t^U) - 2\text{Cov}(a_t^U, a_t^{ER}) + V(a_t^{ER}) \\ &= (\sigma_{a^U} - \sigma_{a^{ER}})^2 + 2(\sigma_{a^U})(\sigma_{a^{ER}})(1-\rho)\end{aligned}\tag{4.7}$$

donde $\rho = E(a_t^U a_t^{ER})/(\sigma_{a^U})(\sigma_{a^{ER}})$ es el coeficiente de correlación contemporánea entre a_t^U y a_t^{ER} , y σ_{a^U} y $\sigma_{a^{ER}}$ son las respectivas desviaciones típicas de dichas variables.

En el caso de que $d_t = 0 \quad \forall t$, entonces $\sigma_d^2 = 0$, que se verifica si y sólo si:

$$\sigma_{a^U} = \sigma_{a^{ER}} \quad \text{y} \quad \rho = 1\tag{4.8}$$

por lo que la previsión $\hat{U}_{t-1}(1)$ no puede ser mejorada. Reconocer este caso es útil para ilustrar que, cuando σ_{a^U} y $\sigma_{a^{ER}}$ son muy semejantes y ρ es próximo a uno, PU_{t-1}^c es esencialmente $\hat{U}_{t-1}(1)$.

En este caso, la correlación contemporánea estimada entre los residuos de U_t y los de ER_t es .77(.04) (significativamente inferior a la unidad), sus respectivas desviaciones típicas son 1.29 y 1.23 (no significativamente distintas entre sí) y la desviación típica de d_t es .86(.07) (significativamente mayor que cero). Se deduce que PU_{t-1}^c difiere de la previsión univariante de U_t . En la *acf* y *pacf* de d_t destaca el valor del primer retardo. Se debe principalmente a la distorsión ocasionada por las observaciones IV/77-I/78 y II/87-III/87, por lo que d_t parece ruido blanco.

4.4 La Mejor Previsión Puntual

En la sección anterior se comprueba que PU_{t-1}^c difiere de $\hat{U}_{t-1}(1)$. Este resultado en sí no implica que la previsión más eficiente de U_t sea PU_{t-1}^c . Hay dos predicciones puntuales disponibles y se puede construir una combinación lineal de ambas:

$$U_{t-1}^{\alpha}(1) \equiv \alpha \hat{U}_{t-1}(1) + (1-\alpha)PU_{t-1}^c \quad (4.9)$$

donde α es el parámetro de la combinación lineal. Este parámetro debe ser elegido de modo que minimice la varianza del error de previsión un periodo hacia adelante.

El error de la previsión $U_{t-1}^{\alpha}(1)$ se define como:

$$b_t \equiv U_t - U_{t-1}^{\alpha}(1) \quad (4.10)$$

y, de acuerdo con (4.4) y (4.5), b_t puede reescribirse como:

$$b_t = \alpha a_t^U + (1-\alpha)a_t^{ER} \quad (4.11)$$

y, para un α dado, su varianza, σ_b^2 , tiene la expresión:

$$\begin{aligned} \sigma_b^2 &= V(a_t^U) \alpha^2 + 2 \text{Cov}(a_t^U, a_t^{ER}) \alpha (1-\alpha) + V(a_t^{ER}) (1-\alpha)^2 \\ &= [(\sigma_{a^U}^2) - 2\rho(\sigma_{a^U})(\sigma_{a^{ER}}) + (\sigma_{a^{ER}}^2)] \alpha^2 \\ &\quad - 2(\sigma_{a^{ER}})[\sigma_{a^{ER}} - \rho\sigma_{a^U}] \alpha + \sigma_{a^{ER}}^2 \end{aligned} \quad (4.12)$$

Dados σ_{a^U} , $\sigma_{a^{ER}}$ y ρ , la varianza σ_b^2 es una forma cuadrática en α . Las condiciones necesarias de primer y segundo orden para minimizar σ_b^2 eligiendo α , son:

$$\left. \frac{d\sigma_b^2}{d\alpha} \right|_{\alpha=\alpha^*} = 2[(\sigma_{a^U}^2 - 2\rho\sigma_{a^U}\sigma_{a^{ER}} + \sigma_{a^{ER}}^2)\alpha^* - \sigma_{a^{ER}}(\sigma_{a^{ER}} - \rho\sigma_{a^U})] = 0 \quad (4.13)$$

$$\left. \frac{d\sigma_b^2}{d\alpha^2} \right|_{\alpha=\alpha^*} = 2(\sigma_{a^U}^2 - 2\rho\sigma_{a^U}\sigma_{a^{ER}} + \sigma_{a^{ER}}^2) = \sigma_d^2 > 0$$

donde α^* es el valor óptimo de α .

La condición de segundo orden se verifica puesto que d_t tiene varianza distinta de cero.

Entonces la previsión puntual combinada de mínima varianza existe y está caracterizada por el parámetro α que en el óptimo es:

$$\alpha^* = \frac{\sigma_{aER} (\sigma_{aER} - \rho \sigma_{aU})}{\sigma_{aU}^2 - 2\rho(\sigma_{aU})(\sigma_{aER}) + \sigma_{aER}^2} \quad (4.14)$$

Nótese que, de la expresión (4.14) se deduce que $\alpha^* \leq 1/2$ cuando $\sigma_{aER} \leq \sigma_{aU}$ y que $\alpha^* > 1/2$ cuando $\sigma_{aER} > \sigma_{aU}$.

Dados los resultados anteriores, una previsión de U_t más eficiente que PU_{t-1}^c o que $\hat{U}_{t-1}(1)$ es la combinación lineal que pondera en .39 a la previsión univariante de U_t , $\hat{U}_{t-1}(1)$, y en .61 a PU_{t-1}^c . En el cálculo de esta previsión puntual se pondera en mayor medida a PU_{t-1}^c puesto que la desviación típica residual de ER_t (1.23) es un poco menor que la de U_t (1.29).

4.5 Conclusiones

La buena calidad de PU_{t-1} como previsión puntual (un periodo hacia adelante) de U_t es cuestionable. Esto es debido a que $ER_t = U_t - PU_{t-1}$ no sigue un proceso de ruido blanco, puesto que no presenta media cero. No obstante, la previsión PU_{t-1} puede ser corregida de los componentes deterministas presentes en ER_t . Del resultado de tal operación se obtiene PU_{t-1}^c .

A partir del análisis de la diferencia entre PU_{t-1}^c y la previsión univariante de U_t , $\hat{U}_{t-1}(1)$, se deduce que ambas previsiones puntuales son diferentes. Este resultado indica la posible relevancia de la construcción de una nueva previsión puntual obtenida a través de la combinación lineal de las dos anteriores.

La nueva previsión puntual pondera en un 60% a PU_{t-1}^c y en un 40% a $\hat{U}_{t-1}(1)$. Presenta una desviación típica (del error a horizonte uno) marginalmente inferior a las de las previsiones puntuales indicadas, por lo que puede concluirse que la información adicional que aporta PU_{t-1} en la previsión de U_t es escasa, pero no nula.

Una línea de investigación futura podría centrarse en el análisis de otros pares de variables de la ECI en los que, como en este caso, una de las variables es la previsión puntual un periodo hacia adelante de otra. No son analizadas en esta tesis por varias razones. En primer lugar, la cobertura de tales estudios excede los límites de la presente investigación. En segundo lugar, cada serie de datos está desglosada a su vez en tres series temporales. Este desglose se justifica por el propio diseño de la encuesta. Los empresarios industriales responden, fundamentalmente, acerca del Nivel y Tendencia de Cartera de Pedidos, de Stocks de Productos Terminados, de Producción y Empleo, eligiendo una de las categorías posibles (elevado, normal ó débil, o bien excesivo, adecuado o insuficiente) según sea el caso. Para más detalle véase el Apéndice B. El tratamiento de tal tipo de datos requiere el desarrollo de una metodología específica que, de nuevo, excede los límites de la presente investigación. No obstante, cuando tal investigación se aborde, el análisis de cada par de variables de la ECI, previsión y realización, debe seguir procedimientos como los descritos en este capítulo para evaluar la previsión. El análisis de este capítulo indica, para la variable U_t , que la previsión no ofrece información adicional muy significativa. Véase Estrada y Urtasun (1998) para un estudio interesante y reciente en la dirección aquí señalada.

APÉNDICE T.4

Cuadros y Tablas

En el Cuadro 4 se presenta el modelo multivariante estimado para las series U_t , PU_t , y $ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$. Los parámetros asociados a las variables deterministas se estiman restringidos a verificar la identidad. Todos los parámetros van seguidos de su desviación típica estimada entre paréntesis.

La matriz de correlación contemporánea estimada se denota por $\hat{\rho}_0(\cdot)$. El número cero en una determinada posición de la matriz, indica que la correlación asociada a esa posición se restringe a ser cero. No se presentan los valores por encima de la diagonal principal por tratarse de una matriz simétrica.

Al pie de cada ecuación se detallan los estadísticos de diagnóstico de residuos de la variable w , \hat{a}^w : desviación típica $\hat{\sigma}_{a^w}$, media \bar{a}^w y estadístico Q_w con interpretación análoga a la descrita en el Apéndice T.3. Estos estadísticos también se presentan para las series d_t y b_t que son combinaciones lineales de dos de las series de residuos del modelo.

En la Tabla 4 se resumen los residuos con fecha y valor absoluto tipificado mayor o igual a dos desviaciones típicas residuales, además de los que contribuyen a la explicación de distorsiones en *acf*. También se incluyen las intervenciones. El tipo de intervención se indica entre paréntesis junto a su valor cuantificado.

Cuadro 4: Modelo Multivariante de U , PU y ER , y series d y b

$$U_t = - \underset{(.7)}{1.0} \xi_t^{I,1189} - \underset{(.9)}{4.2} \xi_t^{S,IV91} + \underset{(.09)}{.13} \cos \frac{\pi}{2} t + \underset{(.07)}{.41} (-1)^t + U_t^*$$

$$\nabla U_t^* = \hat{a}_t^U ; \hat{\sigma}_{a^U} = 1.29 ; \bar{a}^U = .04(.14) ; Q_U(15) = 9.3$$

$$PU_t = - \underset{(.6)}{7.3} \xi_t^{I,IV88} - \underset{(.9)}{4.2} \xi_t^{S,IV91} + \underset{(.09)}{.40} \text{sen} \frac{\pi}{2} t - \underset{(.05)}{.51} (-1)^t + PU_t^*$$

$$\nabla PU_t^* = \hat{a}_t^{PU} ; \hat{\sigma}_{a^{PU}} = 1.35 ; \bar{a}^{PU} = .03(.15) ; Q_{PU}(15) = 17.3$$

$$ER_t \equiv U_t - PU_{t-1} = \underset{(.8)}{6.3} \xi_t^{I,1189} - \underset{(.9)}{4.2} \xi_t^{I,IV91} + \underset{(.09)}{.53} \cos \frac{\pi}{2} t - \underset{(.09)}{.10} (-1)^t - \underset{(.09)}{.66} + \hat{a}_t^{ER}$$

$$\hat{\sigma}_{a^{ER}} = 1.23 ; \bar{a}^{ER} = .03(.14) ; Q_{ER}(15) = 15.1$$

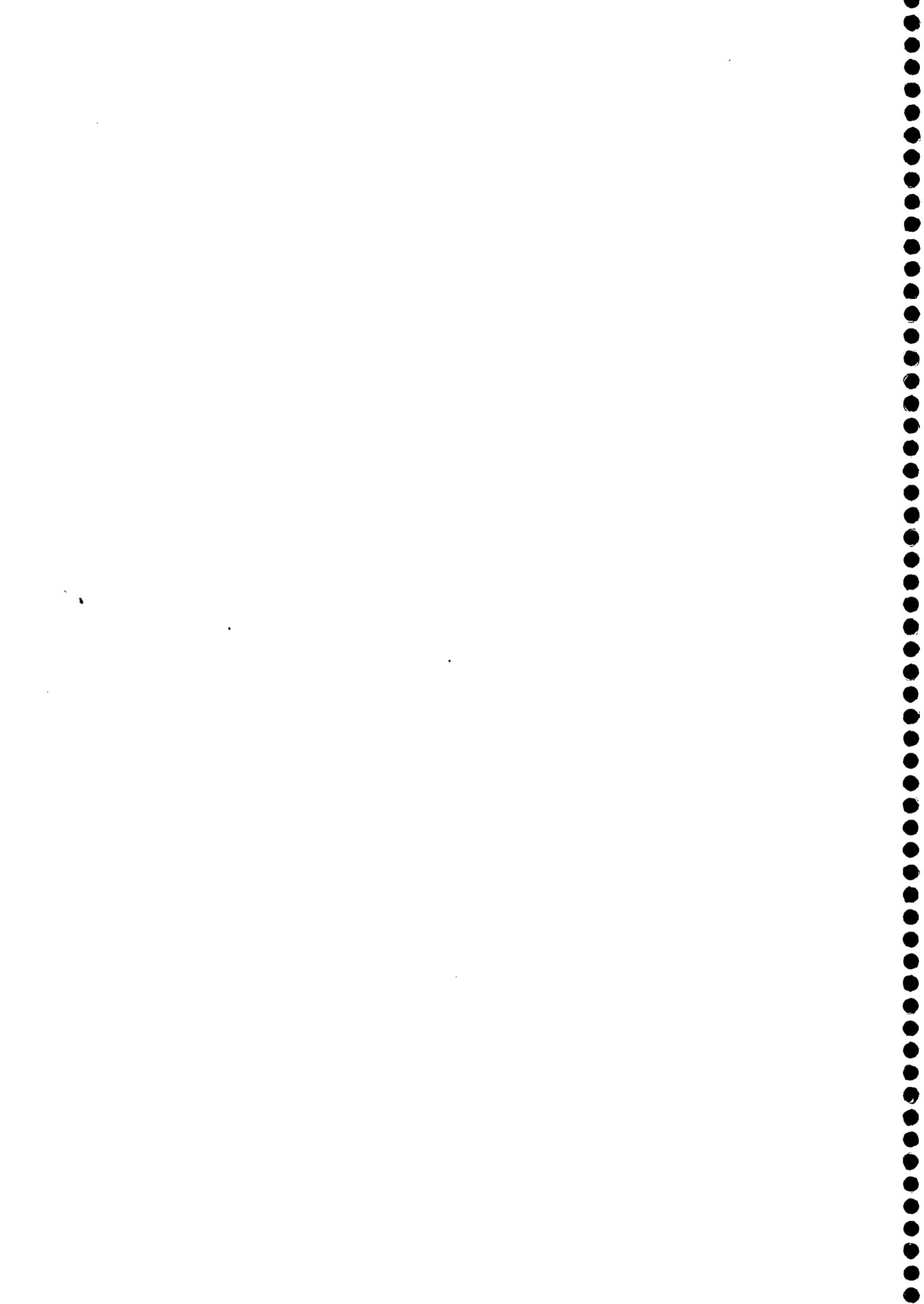
$$\hat{\rho}_0 \begin{pmatrix} \hat{a}_t^U \\ \hat{a}_t^{PU} \\ \hat{a}_t^{ER} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & & \\ 0 & 1 & \\ .77 & 0 & 1 \\ (.04) & & \end{pmatrix}$$

$$\hat{d}_t = \hat{a}_t^U - \hat{a}_t^{ER} ; \hat{\sigma}_d = .86 ; \bar{d} = .01(.10) ; Q_d(15) = 23.3$$

$$\hat{b}_t = \underset{(.13)}{.39} \hat{a}_t^U + \underset{(.13)}{.61} \hat{a}_t^{ER} ; \hat{\sigma}_b = 1.18 ; \bar{b} = .04(.13) ; Q_b(15) = 11.5$$

Tabla 4: Valores anómalos e intervenciones del modelo multivariante estimado (MVE) de *U*, *PU* y *ER*, y de las variables *d* y *b*

FECHA	Variable				
	<i>U</i>	<i>PU</i>	<i>ER</i>	<i>d</i>	<i>b</i>
III/75	2.1		2.1		2.2
IV/75				-2.6	
III/76				2.5	
III/77		-2.0			
IV/77				-2.6	
I/78				-1.9	
III/82	-2.6			-2.2	
II/83	-2.9		-2.2		-2.6
II/87		-2.0		-1.8	
III/87			2.7	-1.7	2.3
II/88	2.0		1.8		2.0
IV/88		-7.3(I)			
I/89	-1.0(I)		6.3(I)		
IV/91	-4.2(S)	-4.2(S)	-4.2(I)		
III/92	-1.9				
IV/92	-2.3	-2.3	-2.1		-2.3
III/93		2.2			



APÉNDICE G.4

Instrumentos Estadísticos y Gráficos

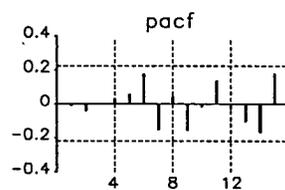
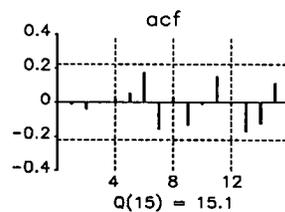
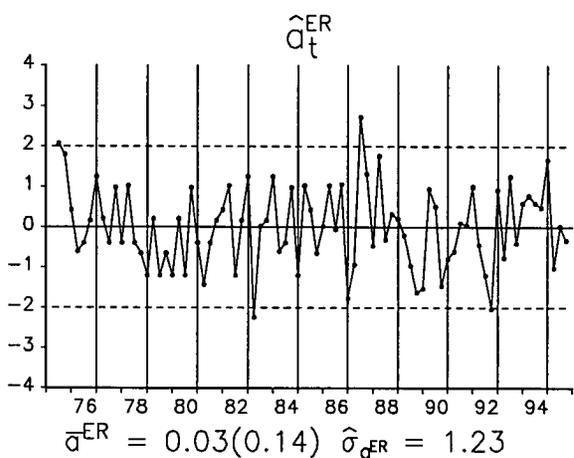
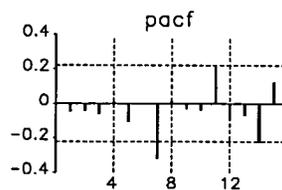
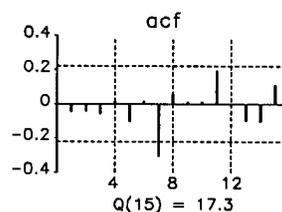
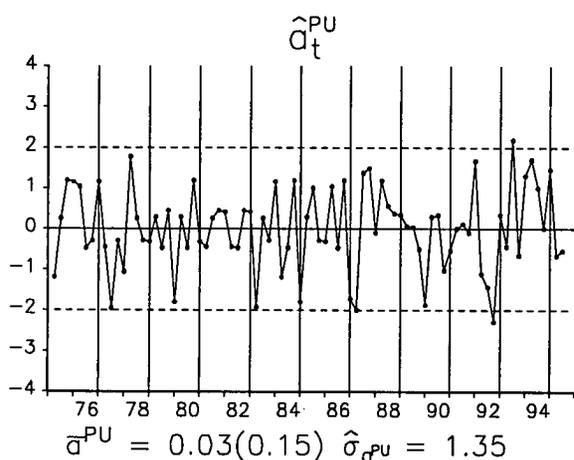
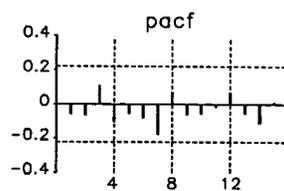
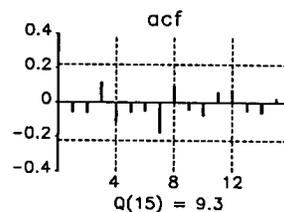
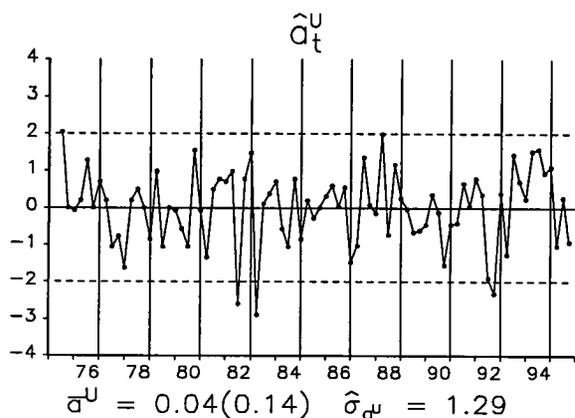
En este apéndice se presentan los instrumentos gráficos y estadísticos de diagnóstico del modelo del Capítulo 4, y de las series \hat{d}_t y \hat{b}_t , obtenidas como combinación lineal de dos de los residuos de dicho modelo.

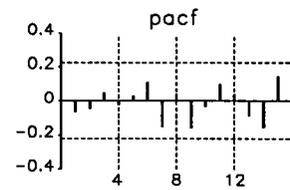
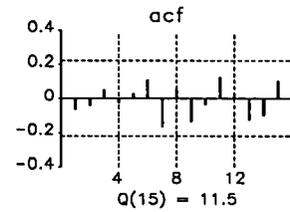
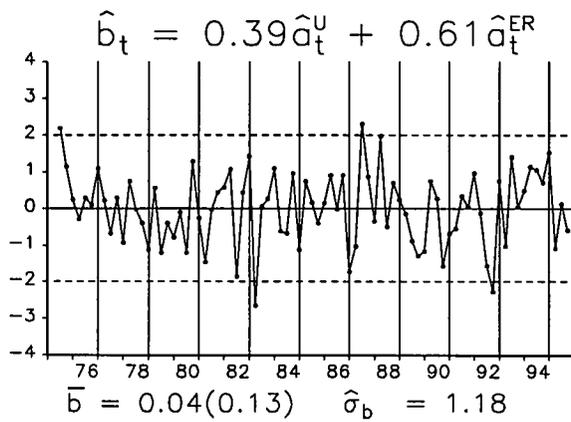
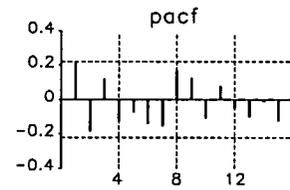
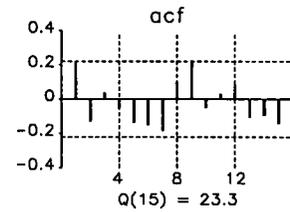
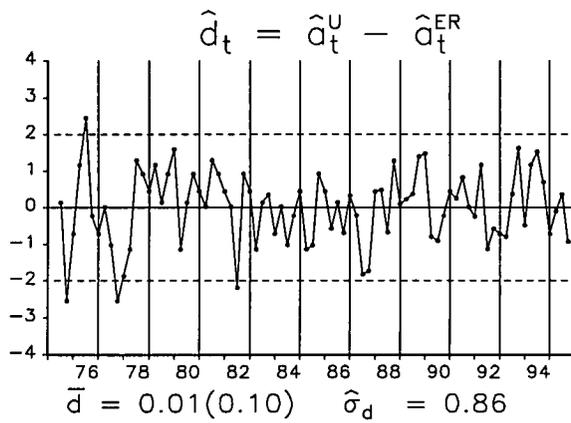
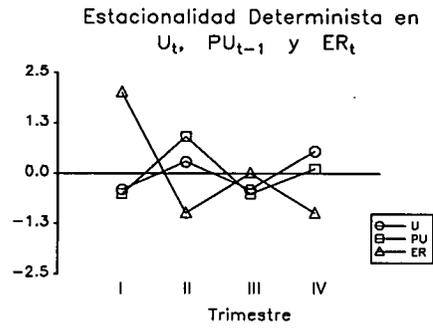
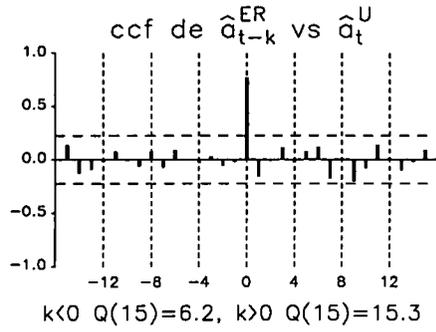
El informe contiene los siguientes instrumentos: (1) gráficos temporales de los residuos, (2) a su derecha, los gráficos de la *acf* muestral (arriba) y de la *pacf* muestral (abajo), y (3) detrás, el gráfico de la *ccf* muestral y el de estacionalidad determinista. Las indicaciones para la lectura e interpretación de los gráficos temporales, *acf* y *pacf*, son análogas a las descritas en el Apéndice G.3. En la cabecera de cada gráfico temporal aparece \hat{a}_t^w , esto es, la serie de residuos de w en el modelo estimado.

Al igual que en el Apéndice G.3, con líneas verticales discontinuas, se marcan los retardos anuales 4, 8 y 12 en las *acf* y *pacf*, y adicionalmente los retardos 0, -4, -8 y -12 en la *ccf*, y con líneas horizontales discontinuas se marcan las bandas $\pm 2\sqrt{N}$, donde N es el número de observaciones de las series representadas.

En cuanto a los instrumentos estadísticos, al pie del gráfico temporal de \hat{a}_t^w , aparecen la media muestral, \bar{a}^w , con su desviación típica entre paréntesis, $\hat{\sigma}_{\bar{a}^w}$, y la desviación típica de los datos, $\hat{\sigma}_{a^w}$, y al pie de la *acf*, el valor del estadístico Q de Ljung y Box (1978) calculado con 15 valores de la *acf* cuya interpretación se incluye en el Apéndice T.3. En las *ccf* se calcula también el valor del estadístico Q con 15 valores, para $k > 0$ y para $k < 0$, cuyos valores aparecen al pie del gráfico. El cálculo de este estadístico portmanteau es análogo al caso univariante, donde se sustituye la autocorrelación de orden k por la correlación de orden k entre el par de variables estudiadas.

Instrumentos gráficos y estadísticos: U , PU , ER , d y b





CAPÍTULO 5

Análisis de Medidas Alternativas de Empleo

En este capítulo se presentan análisis multivariantes de dos grupos de series de medidas alternativas del empleo en el sector industrial español. Un objetivo importante de tales análisis es fundamentar la selección de una o más variables de empleo para su inclusión en los modelos de relación del Capítulo 6. No obstante, cada análisis del presente capítulo, también responde a un conjunto de preguntas específicas de cada caso.

Las series que componen el primer grupo están ligadas mediante una identidad y son Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$). Las series del segundo grupo, también se relacionan mediante una identidad y son Ocupados (ES), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (AS) y la Diferencia ($EE \equiv ES - AS$). Las series E y A proceden de la EPA (INE) y la serie AS del BEL (MTAS). La serie ES es una submuestra de E con las mismas fechas que AS . Para más detalle véase Apéndice D.

Para la construcción de estos modelos, se toma como punto de partida los univariantes de cada triada descritos en el Capítulo 3, con la característica peculiar de que los parámetros asociados a las variables deterministas se restringen para verificar la identidad que define la triada. Por construcción, la estimación correspondiente es más eficiente debido a que el número de grados de libertad es superior al de la estimación univariante sin restricciones.

La estructura de relación estimada en los modelos multivariantes se especifica por diagnóstico del tipo de modelo descrito en el párrafo anterior. Con esta formulación se logra: (1) una mayor eficiencia y una posible mejora en términos de representación con respecto a la de los modelos univariantes, (2) detectar relaciones de cointegración no

identificadas a través de los modelos univariantes del Capítulo 3 y (3) evaluar las distintas medidas de empleo susceptibles de ser incluidas en los modelos de relación del Capítulo 6.

El contenido del capítulo se estructura del siguiente modo. En la Sección 5.1 se analizan las series E , A y NA . El objetivo general es evaluar la importancia que NA tiene con respecto al total de Ocupados en el sector industrial.

En la Sección 5.2 se estudia el empleo industrial medido a través de dos fuentes estadísticas distintas, INE y MTAS. Con este análisis se pretende averiguar en qué sentidos ES (EPA) y AS (BEL) difieren como medidas del empleo.

La Sección 5.3 contiene las conclusiones. Los Apéndices T.5 y G.5 incluyen, respectivamente, los resúmenes de los modelos y los materiales gráficos de las series investigadas.

5.1 Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$)

El análisis de esta triada se inicia con la estimación de un modelo cuya estructura estocástica y determinista viene definida por la de los modelos M2.E, M2.A y M2.NA del Capítulo 3. Los parámetros asociados a variables deterministas se restringen de modo que se verifique la identidad que define la triada. Esto implica que, en la modelización de cada variable, se incluyen todos los términos de intervención presentes en las restantes, al menos en el primer modelo formulado.

Los resultados de estimación del modelo mencionado no se presentan, puesto que no difieren de los obtenidos en las estimaciones univariantes de los componentes de la triada. La diagnosis no revela signos de mala especificación.

Seguidamente se especifica un modelo, con estructura estocástica y determinista restringida idéntica a la del modelo anteriormente descrito, en el que adicionalmente se estima la correlación contemporánea entre los residuos de A y los de NA (-.21(.24)). Se elige estimar esta correlación puesto que A y NA son los elementos que componen

E , y por el interés que suscita estudiar las relaciones entre dichas variables. Los resultados de estimación aquí presentados, se recogen en el modelo M1, donde se aprecia que los parámetros asociados a variables deterministas, salvo una excepción (escalón I/91), son estimados con mayor precisión que en los modelos univariantes. No se registran reducciones en las desviaciones típicas de los parámetros ARMA. De este modelo han sido eliminados los parámetros no significativamente distintos de cero, por lo que se restringe a cero la correlación contemporánea estimada. Su diagnóstico no revela signos de mala especificación y es similar a la de los modelos univariantes del Capítulo 3. A continuación se describen e interpretan los resultados de estimación del modelo M1.

En la modelización de E y A no se incluye ningún término de intervención adicional a los presentes en los modelos univariantes respectivos. Se observa pues que todas las intervenciones de A están presentes en E a excepción del escalón en I/92. En la estimación inicial del modelo multivariante restringido, este parámetro de intervención resulta no significativamente distinto de cero en E . Por tanto, dicha intervención está presente en A y NA con igual valor y signo contrario. La modelización compatible de NA requiere que inicialmente se añadan las intervenciones tipo impulso en II/80, III/82 y I/88, y escalones en I/91, III/92 y IV/92. En esta variable se estiman en no significativamente distintos de cero los parámetros de los impulsos en III/82 y I/88, por lo que son eliminados de NA . En consecuencia, los parámetros asociados a dichas variables están restringidos a ser iguales en E y A .

Las interpretaciones económicas de los efectos anómalos modelizados mediante intervenciones son las siguientes. Se detectan caídas transitorias en el nivel de empleo en II/80, III/82 y I/88 con incidencia notoria en E (46, 33 y 36 mil puestos de trabajo, respectivamente) y A (32, 33 y 36 mil puestos de trabajo, respectivamente), y sin incidencia sobre NA en las dos últimas fechas. El cambio de metodología en EPA (II/87) tiene poca relevancia en A , por lo que el efecto estimado en E se encuentra en un 80% en NA . En I/91 se produce una caída permanente en E (destrucción de 50 mil

puestos de trabajo), más acentuada en A (60 mil) y de efecto contrario en NA , por lo que parece haber un trasvase de 10 mil trabajadores Asalariados a la categoría de No Asalariados. En I/92 se produce un efecto semejante. Se estima en 58 mil el número de Asalariados que se convierten de forma permanente en No Asalariados, sin afectar este cambio al total de Ocupados. Entre IV/92 y I/93, y como reflejo de la crisis económica del momento, se produce la destrucción de aproximadamente 204 mil puestos de trabajo en E , que se reparte de manera desigual entre A (160 mil) y NA (44 mil).

El perfil de la estacionalidad, completamente determinista, señala que E y A presentan patrones de comportamiento muy similares entre sí. Se registran reducciones en el nivel de empleo medio en los primeros y cuartos trimestres, aumentos en los segundos y valores entorno a la media en los terceros. El perfil de NA es contrario al de E y A en lo referente a los primeros y segundos trimestres, y muy similar al de los terceros y cuartos.

En cuanto a la estructura estocástica se observa que E y A siguen sendos IMA(2,1) con parámetros positivos y de tamaño semejante. Ambas variables presentan tendencias lineales evolutivas en nivel y pendiente. La serie NA sigue un paseo aleatorio con media negativa débil, que implica que a largo plazo la variación del número de No Asalariados en el sector industria es negativa. Por tanto, NA presenta una tendencia lineal determinista, alrededor de la cual el nivel de la serie deambula bruscamente.

En resumen, parece no haber diferencia substancial entre E y A . La estructura determinista, de intervención y estacional, y la estocástica son muy semejantes entre sí. Esta similitud se confirma a través de un breve análisis de NA . El número de trabajadores No Asalariados (en la muestra estudiada) varía entre 288 mil y 402 mil frente al de Ocupados, cuyo rango de variación está aproximadamente entre 2.5 y 3.4 millones, y frente al de Asalariados que está comprendido entre 2.1 y 3.0 millones, de lo que se deduce que el número de trabajadores en NA es relativamente reducido. Además, (1) un análisis comparado de las desviaciones típicas residuales de las tres variables NA (7.8),

E (17.5) y A (17.0), (2) el resultado de E y A son $I(2)$ y NA es $I(1)$ y (3) la similitud entre los modelos de E y A , y en consecuencia, la simplicidad del modelo de NA , confirman la escasa relevancia que NA tiene con respecto al total de E . Estas razones parecen justificar la elección de E como indicador del empleo para posteriores análisis, sin ser preciso modelizar también A y/o NA .

5.2 Ocupados (ES), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (AS) y Diferencia ($EE \equiv ES - AS$)

Al igual que en el caso de E , A y NA , el análisis conjunto de ES , AS y EE se inicia con la estimación de un modelo, aquí no presentado, cuya estructura estocástica y determinista es la de los modelos univariantes del Capítulo 3 ($M3.ES$, $M2.AS$ y $M3.EE$). Los parámetros asociados a las variables deterministas están restringidos a verificar la identidad que define la triada, por lo que la modelización inicial de cada variable requiere la incorporación de todos los términos deterministas presentes en cualquiera de las variables restantes.

La compatibilidad exacta de los términos deterministas exige que en la modelización de ES y de EE , se añadan a los modelos univariantes, cuatro intervenciones consecutivas del tipo escalón desde II/93 hasta I/94. Mediante estas intervenciones y las ya modelizadas desde III/92 hasta I/93 se cubre el efecto de la variable $\xi_t^{R*} = \xi_t^{R, III/92} - \xi_t^{R, II/94} = (1+B+\dots+B^6) \xi_t^{S, III/92}$, presente en AS . La modelización compatible de AS requiere que sean añadidos los términos del tipo escalón en II/87, I/90, I/91 y I/95 y del tipo impulso en I/88.

Las restricciones paramétricas impuestas modifican algunos de los resultados obtenidos en la estimación univariante. El parámetro $MA(1)$ en EE se estima literalmente no invertible y en las *acf* y *pacf* residuales de esta variable se detecta la presencia de un $AR(1)$ con parámetro positivo. Estos resultados sugieren que se integre

en la frecuencia cero, apareciendo un parámetro μ como constante de integración, y que se añade un AR(1). La diagnosis univariante de las otras dos series no revela signos de mala especificación y es semejante a la presentada en el Capítulo 3.

A partir de estos resultados se concluye que *ES* y *AS* operan en una relación de cointegración CI(2,1).

El modelo M1 incorpora los cambios que los resultados de no invertibilidad implican, y se comprueba que los parámetros de variables deterministas son estimados más eficientemente que en los modelos univariantes. Los gráficos de *acf* y *pacf* residuales no presentan signos de mala especificación.

Los parámetros asociados a algunas de las variables deterministas (escalón en III/93, $\text{sen} \frac{\pi}{2}t$ en *ES*, escalón I/90 en *AS* y escalón en IV/93 en *EE*), son claramente no significativamente distintos de cero. Su permanencia en el modelo se justifica por compatibilidad de la estructura determinista entre series y fundamentalmente por tratarse de un modelo no final, en base al cual se formula la estructura de relación entre las series.

La estructura de dependencia retardada más clara se detecta, mediante las *ccf*, entre el pasado de los residuos de *EE* y el presente de los de *ES*. También se identifica correlación contemporánea entre los de *EE* y los de *ES*.

Se propone la estimación de la correlación contemporánea entre los residuos de *ES* y los de *EE*, además de la estructura MA de tercer orden con que se modeliza la dependencia retardada detectada entre estas variables. Como puede comprobarse, el modelo M2 contiene únicamente estructura MA de segundo orden. Esto se debe a que el parámetro asociado al tercer retardo finalmente resulta no significativamente distinto de cero.

La elección de esta especificación es en cierto modo arbitraria. Podría haberse elegido otra formulación en la que se estudiara la dependencia entre *EE* y *AS*, aunque empíricamente no parece tan clara como la identificada entre *EE* y *ES*. De hecho, se podría haber especificado un modelo entre *EE* y cualquier combinación lineal dada entre

ES y *AS* (adecuadamente diferenciadas). En cualquier caso, la variable *EE* debe formar parte del sistema bivalente, para tener en cuenta la relación de cointegración. Por otro lado, a efectos prácticos (previsión, seguimiento y estudios de relación con otras variables), parece conveniente elegir entre *ES* ó *AS*, y no una combinación lineal de ambas, para así disponer de una medida del empleo bien definida en términos de una fuente estadística única.

Los resultados de estimación se recogen en el modelo M2 del que han sido suprimidos los parámetros no significativamente distintos de cero. Se eliminan pues, las variables escalón en II, III/93 y I/94, y la variable estacional $\text{sen}\frac{\pi}{2}t$ de *ES*, las variables escalón en I/90 de *AS*, y en IV/93 de *EE*.

Del modelo M2 se deduce que: (1) el cambio de metodología de EPA (II/87) apenas tiene influencia sobre *AS* como cabe esperar, (2) las variaciones transitorias (impulso I/88) y permanentes (escalones en I/90, I/91 y I/95) del nivel de *ES* modelizadas a través de intervenciones, se trasladan casi por completo a *EE*. La excepción a esta última regla se encuentra entre III/92 y I/94, donde se estima una importante reducción permanente del nivel de empleo registrado tanto en *ES* como en *AS*, y en *EE*, a través de las diferencias numéricas entre las dos medidas de empleo. Según la modelización de *AS*, entre III/92 y I/94, y como consecuencia de la crisis económica del momento, se produce la destrucción de 259 mil puestos de trabajo. Este efecto parece ser muy semejante en *ES*, donde se registra una reducción algo menor, estimada en 237 mil (200 mil entre III/92 y I/94, y 37 mil en IV/93). Esta diferencia numérica, 22 mil personas, se compensa en *EE* mediante tres grupos de intervenciones escalón entre III/92 y I/93, entre II/93 y III/93, y I/94, cuyo efecto neto es la cifra mencionada.

En cuanto a la estacionalidad, *ES* y *AS* presentan perfiles semejantes en los segundos y cuartos trimestres, situándose por encima de la media. La diferencia más destacable se encuentra en los valores de los primeros trimestres, donde se sitúan muy por

debajo de la media en AS y ligeramente por encima de ésta en ES . La estacionalidad de la variable de cointegración EE es comparativamente muy reducida.

En cuanto a la estructura estacionaria, el modelo M2, que está compuesto por un modelo bivariante entre $\nabla^2 ES^*$ y ∇EE^* , junto con el modelo univariante de $\nabla^2 AS^*$, presenta un número reducido de parámetros. La variable ∇EE^* tiene media positiva pero débil y un parámetro AR(1) positivo y también débil. El modelo univariante de $\nabla^2 AS^*$ contiene un AR(1) de parámetro negativo que resulta apenas significativamente distinto de cero. No se detecta estructura AR adicional. La única estructura MA es la de relación que indica efectos negativos y fuertes de ∇EE^* sobre $\nabla^2 ES^*$ en los retardos uno y dos. Además, se estima un parámetro positivo y fuerte de correlación contemporánea entre ∇EE^* y $\nabla^2 ES^*$.

La diagnosis del modelo M2 no revela signos de mala especificación. Se detecta cierta reducción en las varianzas residuales de ES y AS con respecto a las del modelo M1.

La estructura estocástica bivariante del modelo M2 está formada por dos ecuaciones cuyos errores están correlacionados contemporáneamente. La primera describe un mecanismo de corrección de error en el que, si el error $(\nabla ES_t^* - \nabla AS_t^* - 2.7(2.2))$ es positivo, la variable $\nabla^2 ES^*$ (la corrección) tomará valores inferiores (a los que tomaría si el error fuera cero) en los dos periodos siguientes, esto es, en los trimestres $t+1$ y $t+2$, y algo superiores en el trimestre $t+3$. La segunda ecuación del sistema es la que determina el error.

Es difícil imaginar una hipótesis plausible de identificación para el par de variables ES y AS y esta dificultad se extiende al par de variables relevantes en el modelo M2, es decir, $\nabla^2 ES^*$ y ∇EE^* . El coeficiente de correlación contemporánea (.83) no tiene una interpretación unidireccional plausible. Sin embargo, se puede explorar las implicaciones de distintas hipótesis para facilitar la comprensión del sistema.

En el caso de que la correlación contemporánea se interprete en el mismo sentido

que la correlación retardada, es decir, suponiendo que no hay efectos contemporáneos de $\nabla^2 ES^*$ en ∇EE^* , puede comprobarse fácilmente que el error tiene una influencia contemporánea positiva, además de la retardada negativa, sobre $\nabla^2 ES^*$. Este efecto contemporáneo positivo no se entiende bien como parte de un mecanismo de corrección de error porque, junto con la estructura retardada, describe una relación dinámica, no monótona, que resulta poco plausible, aunque por supuesto posible. La segunda ecuación del sistema es la de la variable ∇EE^* . Ambas ecuaciones pueden escribirse como dos modelos de transferencia que relacionan ∇ES^* y ∇AS^* , cuyas funciones de transferencia de relación tienen ganancia a largo plazo unitaria, como consecuencia de la relación de cointegración, y con errores no correlacionados. Se observa que con esta primera hipótesis de identificación, la segunda ecuación carece de dinámica.

Cuando la correlación contemporánea se interpreta en sentido contrario al de la retardada, es decir suponiendo que ∇EE^* no tiene efectos contemporáneos sobre $\nabla^2 ES^*$, se obtiene una primera ecuación cuya interpretación completa es la mencionada anteriormente en términos del mecanismo de corrección de error. La segunda ecuación describe una dependencia, retardada a la vez que contemporánea, del error $(\nabla ES_t^* - \nabla AS_t^* - 2.7)$ sobre $\nabla^2 ES^*$. El sistema puede ser escrito en forma de modelos de transferencia, relacionando ∇ES^* y ∇AS^* , con respuesta retardada en ambas direcciones y con errores no correlacionados. De nuevo, y como consecuencia de la relación de cointegración, las ganancias a largo plazo son unitarias.

Es importante señalar que la presencia de relaciones retardadas en ambas direcciones se encuentra siempre que se emplee una hipótesis de identificación que no restrinja a cero la influencia contemporánea de $\nabla^2 ES^*$ sobre ∇EE^* .

A diferencia de los resultados obtenidos en el Capítulo 3, los modelos M1 y M2 revelan que ES y AS son CI(2,1). Esto es, las variables ∇ES y ∇AS operan en una relación de cointegración CI(1,1) con media apenas significativamente distinta de cero, lo que implica que a largo plazo, las variaciones que experimentan ambas medidas son

prácticamente iguales. No hay evidencia empírica que permita aventurar que ES sea un indicador adelantado de AS o viceversa. El modelo estimado es reflejo de que existe una relación estadística bidireccional entre ambas variables, siempre que se emplee una hipótesis de identificación que permita influencia contemporánea de $\nabla^2 ES^*$ sobre ∇EE^* .

De estos resultados se deduce que cualquiera de las dos medidas puede ser tomada como indicador del empleo. Se justifica la elección de Ocupados para los análisis de relación posteriores, porque: (1) se dispone de un número mayor de observaciones para E (relativo a AS) y (2) parece preferible el empleo de datos de una encuesta bien diseñada (EPA) al empleo de datos de un registro administrativo (MTAS).

5.3 Conclusiones

La elección de la serie de Ocupados para los análisis posteriores de relación es la conclusión más importante de este capítulo.

Una primera cuestión, planteada y respondida en la Sección 5.1, se refiere a la elección entre Ocupados y Asalariados, ambas procedentes de EPA. Se concluye que no hay diferencia substancial entre estas variables. Su diferencia, No Asalariados, siempre muy pequeña en relación a Ocupados y Asalariados, es $I(1)$ cuando éstas son $I(2)$. Este resultado implica que la serie de No Asalariados, es menos evolutiva, y su dispersión de innovación es también muy pequeña en relación con las de Ocupados y Asalariados.

Una segunda cuestión, planteada y tratada en la Sección 5.2, se refiere a la elección entre medidas alternativas del empleo por la EPA y por el MTAS. Un primer resultado importante es el descubrimiento de una relación $CI(2,1)$ entre estas dos medidas alternativas. Esto quiere decir que, a largo plazo, las variaciones de ambas medidas son en esencia iguales, lo que indica cierta indiferencia en cuanto a la elección. En segundo lugar, se descubre que no es empíricamente plausible suponer que una de estas medidas sea siempre adelantada en relación a la otra, lo que refuerza la indiferencia anterior en

cuanto a la elección de una u otra para los análisis posteriores de relación. Además, hay buenas razones para preferir la variable Ocupados de la EPA: (1) se cuenta con una serie más larga y (2) se trata de una serie que procede de una encuesta y no de un registro administrativo.

APÉNDICE T.5

Cuadros y Tablas

Este apéndice contiene los resúmenes de los modelos estimados para las series de empleo analizadas en el Capítulo 5. La notación empleada es análoga a la del Apéndice T.4.

En el Cuadro 5.1 se presenta el modelo multivariante (M1) para las series E , A y NA , con estructura multivariante diagonal, en dinámica y en correlación contemporánea. En los Cuadros 5.2 y 5.3 se incluyen los modelos M1 y M2 para las series ES , AS y EE . El primer caso es análogo al presentado en el Cuadro 5.1, y el segundo, adicionalmente contiene las relaciones estimadas entre las variables. En todos los modelos presentados, los parámetros asociados a las variables deterministas están restringidos para verificar la identidad que define la triada de cada caso.

En la Tabla 5.1 se resumen los residuos anómalos, los residuos que contribuyen a la explicación de distorsiones en acf , y las intervenciones.

Cuadro 5.1: Modelo Multivariante estimado (MVE) de E, A y NA

Modelo M1	
$E_t = - \underset{(5.9)}{46.5} \xi_{5t}^{I,III/80} - \underset{(1.8)}{32.6} \xi_{5t}^{I,III/82} + \underset{(2.6)}{66.6} \xi_{5t}^{S,III/87} - \underset{(3.0)}{36.2} \xi_{5t}^{I,II/88} - \underset{(10.7)}{50.2} \xi_{5t}^{S,II/91}$ $- \underset{(10.8)}{(40.5 + 73.1B + 90.4B^2)} \xi_{5t}^{S,III/92} + \underset{(1.2)}{4.2} \cos \frac{\pi}{2} t + \underset{(1.2)}{3.2} \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t + \underset{(7)}{2.3} (-1)^t + E_t^*$ $\hat{g} = -204.0(24.1)$ $\nabla^2 E_t^* = (1 - .49B) \hat{a}_t^E; \quad \hat{\sigma}_a^E = 17.5; \quad \bar{a}^E = .69(2.00); \quad Q_E(14) = 7.4$	
$A_t = - \underset{(2.0)}{31.7} \xi_{5t}^{I,III/80} - \underset{(1.8)}{32.6} \xi_{5t}^{I,III/82} + \underset{(3.6)}{13.7} \xi_{5t}^{S,III/87} - \underset{(3.0)}{36.2} \xi_{5t}^{I,II/88} - \underset{(10.8)}{60.2} \xi_{5t}^{S,II/91}$ $- \underset{(6.6)}{58.5} \xi_{5t}^{S,II/92} - \underset{(11.3)}{(23.2 + 65.3B + 71.8B^2)} \xi_{5t}^{S,III/92} + \underset{(1.1)}{2.3} \cos \frac{\pi}{2} t + \underset{(1.1)}{2.1} \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t + \underset{(6)}{1.5} (-1)^t$ $\hat{g} = -160.2(24.0)$ $+ A_t^*; \quad \nabla^2 A_t^* = (1 - .56B) \hat{a}_t^A; \quad \hat{\sigma}_a^A = 17.0; \quad \bar{a}^A = .58(1.95); \quad Q_A(14) = 9.9$	
$NA_t \equiv E_t - A_t = - \underset{(4.2)}{14.8} \xi_{5t}^{I,III/80} + \underset{(1.6)}{52.9} \xi_{5t}^{S,III/87} + \underset{(6.9)}{10.0} \xi_{5t}^{S,II/91} + \underset{(6.6)}{58.5} \xi_{5t}^{S,II/92}$ $- \underset{(6.3)}{(17.3 + 7.8B + 18.6B^2)} \xi_{5t}^{S,III/92} + \underset{(8)}{1.9} \cos \frac{\pi}{2} t + \underset{(8)}{1.1} \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t + \underset{(4)}{.8} (-1)^t + NA_t^*$ $\hat{g} = -43.8(12.4)$ $\nabla NA_t^* + 1.3 = \hat{a}_t^{NA}; \quad \hat{\sigma}_a^{NA} = 7.8; \quad \bar{a}^{NA} = .00(.89); \quad Q_{NA}(15) = 23.4$	
$\hat{\rho}_0 \begin{pmatrix} \hat{a}_t^E \\ \hat{a}_t^A \\ \hat{a}_t^{NA} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$	

Cuadro 5.2: Modelos Univariantes estimados (MVE) de ES, AS y EE

Modelo M1	
$ES_t = 77.6 \underset{(5.3)}{\xi_t^{S,III87}} - 41.6 \underset{(4.5)}{\xi_t^{I,II88}} + 34.1 \underset{(7.2)}{\xi_t^{S,II90}} - 39.9 \underset{(6.7)}{\xi_t^{S,II91}}$ $- (49.4 + 82.6B + 91.6B^2) \underset{(6.2)}{\xi_t^{S,III92}} - (11.8 + 7.7B + 43.5B^2 + 10.9B^3) \underset{(7.5)}{\xi_t^{S,III93}}$ $\hat{g} = -223.6(19.0) \qquad \hat{g} = -73.9(24.2)$ $- 40.8 \underset{(6.8)}{\xi_t^{S,II95}} - 1.1 \underset{(1.3)}{\text{sen} \frac{\pi}{2} t} + 2.3 \underset{(6)}{(-1)^t} + ES_t^*; \quad \nabla^2 ES_t^* = \hat{a}_t^{ES}$ $\hat{\sigma}_a^{ES} = 13.0; \quad \bar{a}^{ES} = .51(2.00); \quad Q_{ES}(15) = 9.6$	$AS_t = 4.6 \underset{(4.4)}{\xi_t^{S,III87}} - 5.3 \underset{(3.8)}{\xi_t^{I,II88}} - 4.1 \underset{(5.1)}{\xi_t^{S,II90}} + 6.4 \underset{(4.8)}{\xi_t^{S,II91}} - 37.0 \underset{(4.1)}{\xi_t^{R^*}} + 6.1 \underset{(5.4)}{\xi_t^{S,II95}}$ $- 6.4 \underset{(9)}{\text{sen} \frac{\pi}{2} t} + 6.5 \underset{(4)}{(-1)^t} + AS_t^*; \quad (1 + .19B) \nabla^2 AS_t^* = \hat{a}_t^{AS}$ $\hat{\sigma}_a^{AS} = 8.9; \quad \bar{a}^{AS} = .37(1.36); \quad Q_{AS}(14) = 14.9$
$EE_t = ES_t - AS_t = 73.0 \underset{(5.5)}{\xi_t^{S,III87}} - 36.3 \underset{(4.7)}{\xi_t^{I,II88}} + 38.2 \underset{(5.8)}{\xi_t^{S,II90}} - 46.3 \underset{(5.6)}{\xi_t^{S,II91}}$ $- (12.4 + 45.6B + 54.6B^2) \underset{(7.2)}{\xi_t^{S,III92}} + (25.2 + 29.3B - 6.5B^2 + 26.1B^3) \underset{(7.2)}{\xi_t^{S,III93}}$ $\hat{g} = -112.6(18.9) \qquad \hat{g} = 74.1(23.0)$ $- 46.9 \underset{(7.0)}{\xi_t^{S,II95}} + 5.3 \underset{(1.3)}{\text{sen} \frac{\pi}{2} t} - 4.2 \underset{(5)}{(-1)^t} + EE_t^*; \quad (1 - .31B) [\nabla EE_t^* - 2.7] = \hat{a}_t^{EE}$ $\hat{\sigma}_a^{EE} = 9.7; \quad \bar{a}^{EE} = .04(1.50); \quad Q_{EE}(14) = 13.5$	

La variable tipo Rampa (R^*) es $\xi_t^{R^*} = \xi_t^{R,III92} - \xi_t^{R,III94} = (1+B+\dots+B^6) \xi_t^{S,III92}$

Cuadro 5.3: Modelo Multivariante estimado (MVE) de ES, AS y EE

Modelo M2	
$ES_t = 84.8 \xi_t^{S,III87} - 52.4 \xi_t^{I,II88} + 30.9 \xi_t^{S,II90} - 34.0 \xi_t^{S,II91}$ <p style="text-align: center;">(7.5) (5.1) (7.8) (5.9)</p> $- (49.9 + 76.4B + 73.6B^2) \xi_t^{S,III92} - 37.0 \xi_t^{S,IV93} - 41.7 \xi_t^{S,II95} + 2.3(-1)^t + ES_t^*$ <p style="text-align: center;">(9.3) (10.2) (9.2) (3.2) (7.8) (5)</p> $\hat{g} = -199.9(22.3)$	
$AS_t = 8.1 \xi_t^{S,III87} - 4.4 \xi_t^{I,II88} + 9.7 \xi_t^{S,II91} - 37.0 \xi_t^{R^*} + 7.9 \xi_t^{S,II95}$ <p style="text-align: center;">(3.9) (2.5) (3.8) (3.2) (4.0)</p> $- 6.6 \text{sen} \frac{\pi}{2} t + 6.7(-1)^t + AS_t^*$ <p style="text-align: center;">(5) (3)</p>	
$EE_t = ES_t - AS_t = 76.7 \xi_t^{S,III87} - 48.0 \xi_t^{I,II88} + 30.9 \xi_t^{S,II90} - 43.7 \xi_t^{S,II91}$ <p style="text-align: center;">(7.2) (5.7) (7.8) (5.1)</p> $- (12.9 + 39.4B + 36.6B^2) \xi_t^{S,III92} + 37.0(1 + B + B^3) \xi_t^{S,III93}$ <p style="text-align: center;">(9.0) (10.2) (9.4) (3.2)</p> $\hat{g} = -88.9(22.2) \qquad \hat{g} = 111.0(9.7)$ $- 49.6 \xi_t^{S,II95} + 6.6 \text{sen} \frac{\pi}{2} t - 4.4(-1)^t + EE_t^*$ <p style="text-align: center;">(8.4) (5) (5)</p>	
$\begin{pmatrix} \nabla^2 ES_t^* \\ (1 + .22B) \nabla^2 AS_t^* \\ (1 - .21B) [\nabla EE_t^* - 2.7] \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -(49 + .62B)B \\ & (14) & (13) \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{a}_t^{ES} \\ \hat{a}_t^{AS} \\ \hat{a}_t^{EE} \end{pmatrix}; \hat{\rho}_0 \begin{pmatrix} \hat{a}_t^{ES} \\ \hat{a}_t^{AS} \\ \hat{a}_t^{EE} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & & \\ 0 & 1 & \\ .83 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \\ \\ (.06) \end{pmatrix}$ <p style="text-align: center;">(16) (11) (2.2)</p>	
$\hat{\sigma}_a^{ES} = 11.7; \bar{a}^{ES} = 1.17(1.73); Q_{ES}(15) = 8.3$ $\hat{\sigma}_a^{AS} = 8.7; \bar{a}^{AS} = .37(1.34); Q_{AS}(14) = 14.9$ $\hat{\sigma}_a^{EE} = 11.6; \bar{a}^{EE} = 1.19(1.69); Q_{EE}(14) = 13.8$	

La variable tipo Rampa (R^*) es $\xi_t^{R^*} = \xi_t^{R, III92} - \xi_t^{R, III94} = (1+B+\dots+B^6) \xi_t^{S, III92}$

Tabla 5.1: Valores anómalos e intervenciones de los Modelos Multivariantes estimados (MVE) para las Triadas: E, A y NA, y ES, AS y EE

FECHA	Modelo					
	Variable					
	M1			M3		
	E	A	NA	ES	AS	EE
I/77			-2.3			
II/77	2.1					
II/80	-46.5(I)	-31.7(I)	-14.8(I)			
I/82			-2.0			
III/82	-32.6(I)	-32.6(I)				
II/83	2.0		2.3			
II/84	-2.3					
III/85	2.0	2.7	-2.1		2.7	
I/87				-2.4		
II/87	66.6(S)	13.7(S)	52.9(S)	84.8(S)	8.1(S)	76.7
III/87						
I/88	-36.2(I)	-36.2(I)		-52.4(I)	-4.4(I)	-48.0(I)
II/88				-2.6		-2.8
III/88				-2.0	-1.8	-1.9
I/89		2.0				
III/89					-2.2	
I/90				30.9(S)		30.9(S)
II/90	-2.3					
III/90					-1.7	
I/91	-50.2(S)	-60.2(S)	10.0(S)	-34.0(S)	9.7(S)	-43.7(S)
I/92		-58.5(S)	58.5(S)			
III/92	-40.5(S)	-23.2(S)	-17.3(S)	-49.9(S)	-37.0(S)	-12.9(S)
IV/92	-73.1(S)	-65.3(S)	-7.8(S)	-76.4(S)	-37.0(S)	-39.4(S)
I/93	-90.4(S)	-71.8(S)	-18.6(S)	-73.6(S)	-37.0(S)	-36.6(S)
II/93					-37.0(S)	37.0(S)
III/93					-37.0(S)	37.0(S)
IV/93				-37.0(S)	-37.0(S)	
I/94			2.7		-37.0(S)	37.0(S)
IV/94		2.1				
I/95	-2.0			-41.7(S)	7.9(S)	-49.6(S)

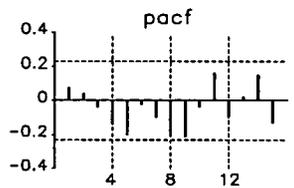
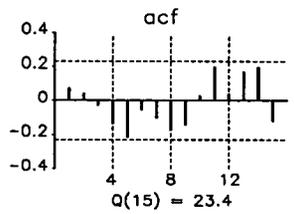
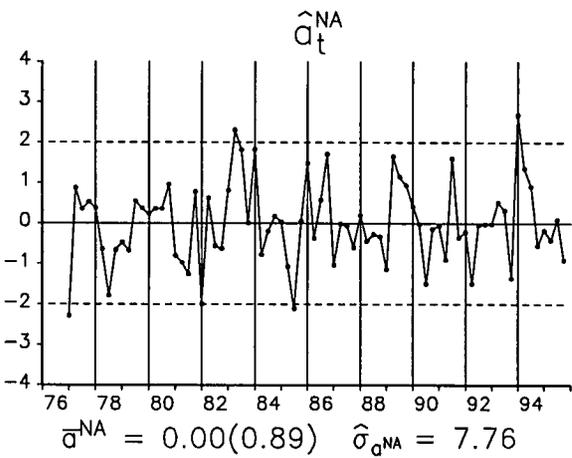
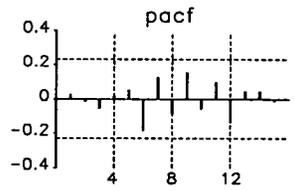
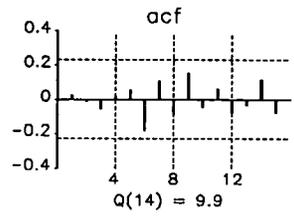
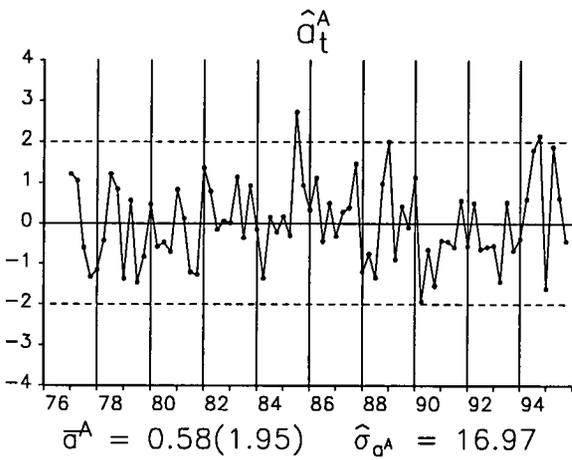
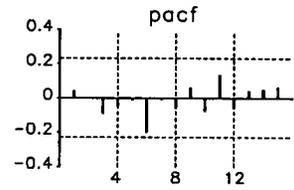
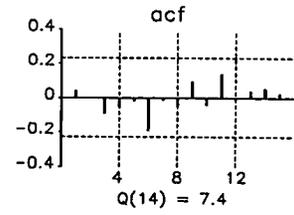
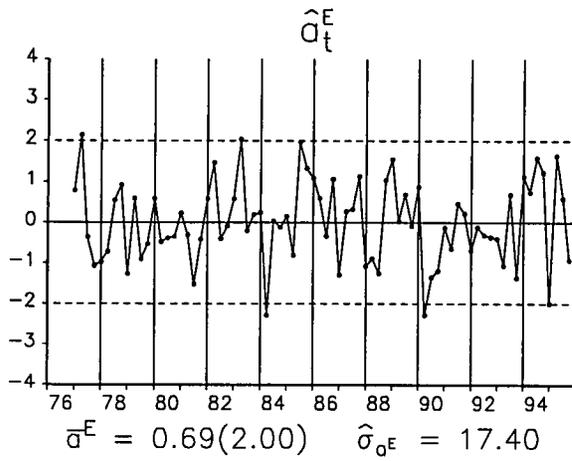
APÉNDICE G.5

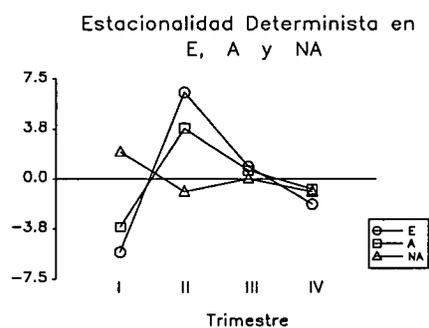
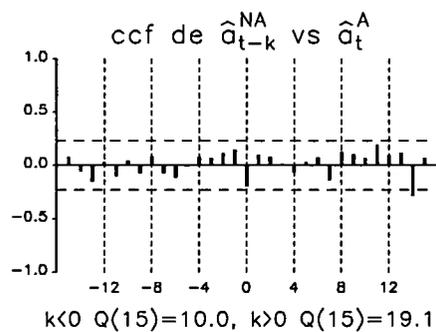
Instrumentos Estadísticos y Gráficos

Los informes presentados en este apéndice contienen los instrumentos gráficos y estadísticos de diagnóstico de los modelos multivariantes del Capítulo 5.

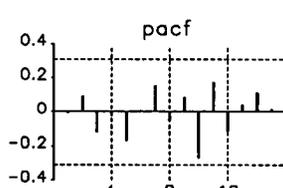
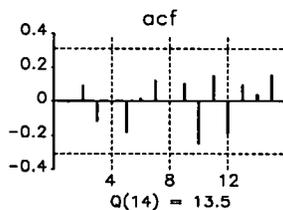
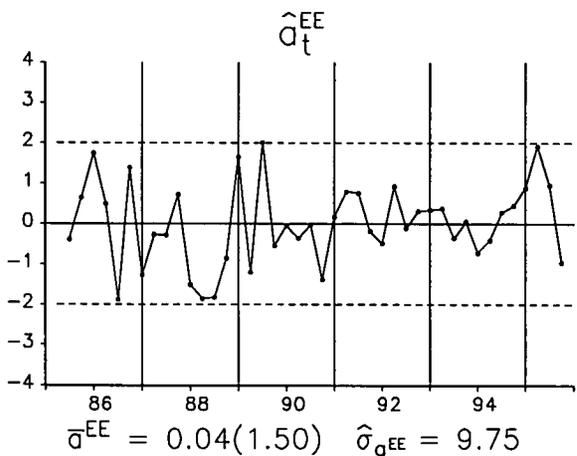
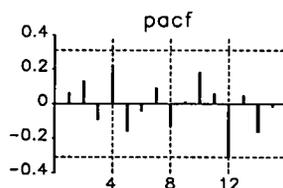
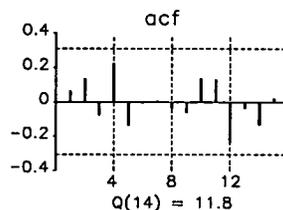
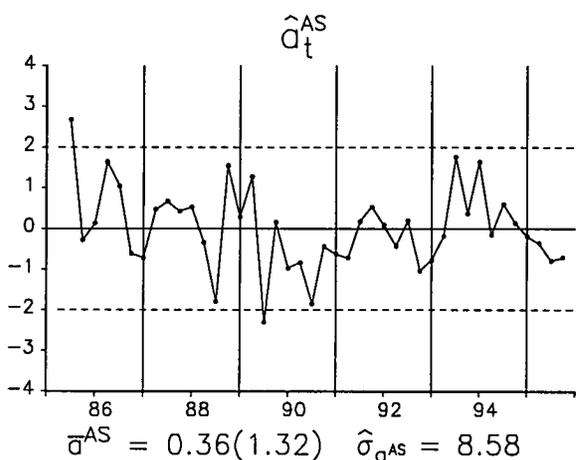
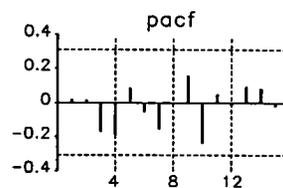
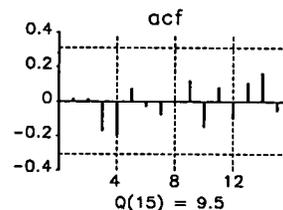
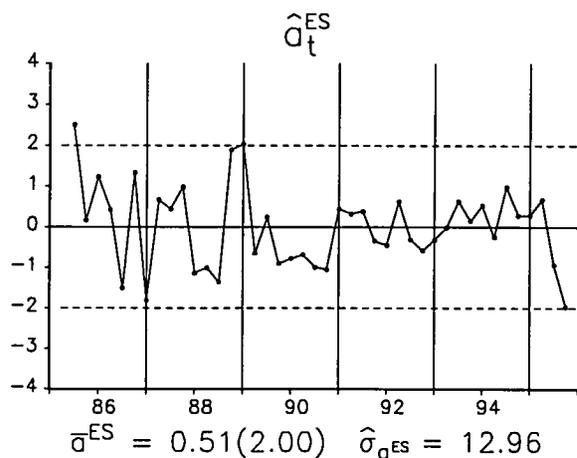
El informe de cada modelo (M1 y M2) consta de dos páginas y contiene materiales con interpretación análoga a la de los incluidos en el Apéndice G.4. En los modelos finales de cada caso, se adjunta un gráfico de la estacionalidad determinista de las series.

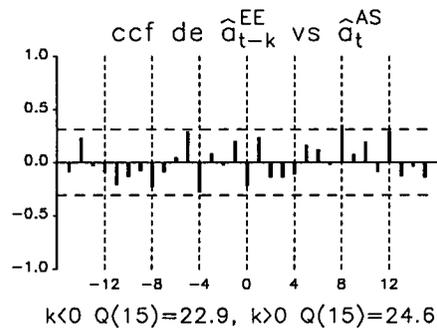
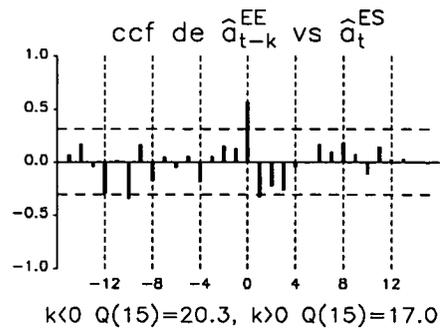
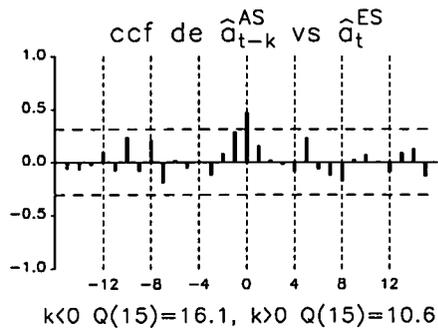
Instrumentos gráficos y estadísticos: E, A y NA - Modelo M1



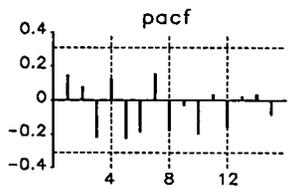
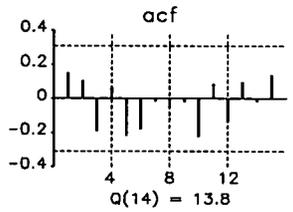
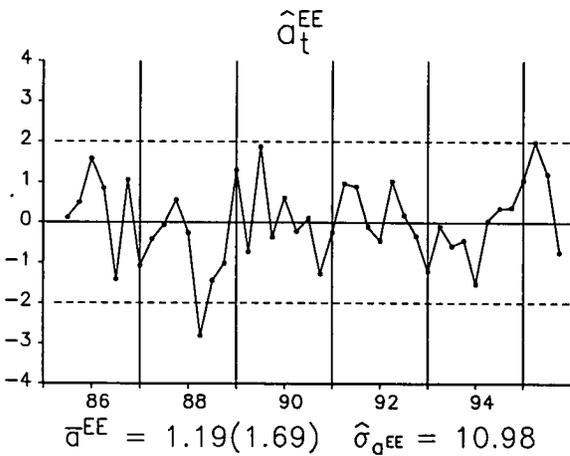
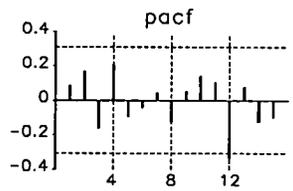
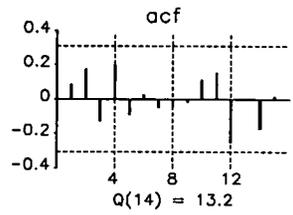
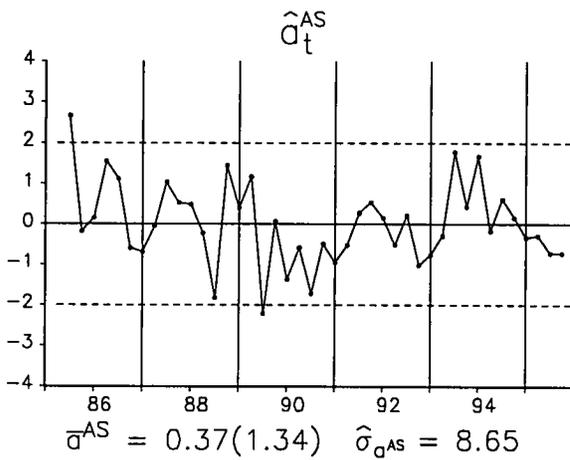
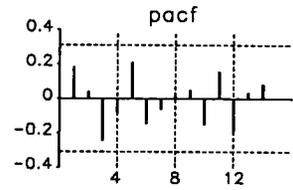
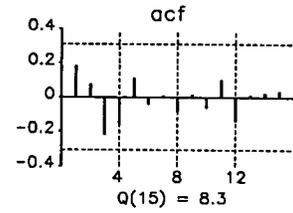
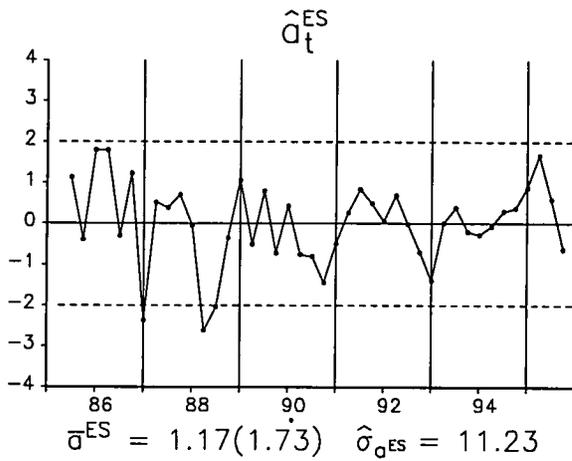


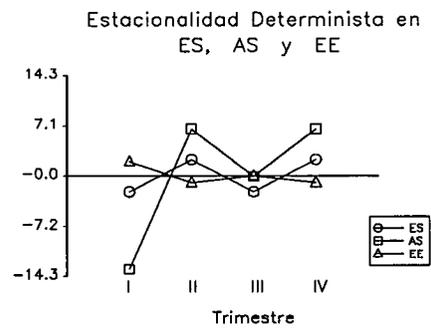
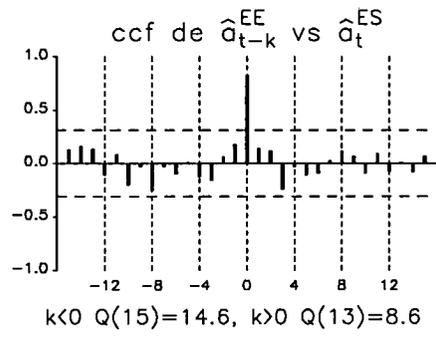
Instrumentos gráficos y estadísticos: *ES*, *AS* y *EE* - Modelo M1





Instrumentos gráficos y estadísticos: ES, AS y EE - Modelo M2





CAPÍTULO 6

Efectos de la Expansión Monetaria sobre el Sector Industrial

En este capítulo se presentan los modelos de transferencia de un sólo output que relacionan determinadas variables de la industria española con la tasa de expansión monetaria en términos del agregado monetario MI o con su nivel.

Las variables de la industria seleccionadas como outputs para los modelos de transferencia son: el Índice General de Producción Industrial ($\ln Q$), Ocupados ($\ln E$), la Utilización de la Capacidad Productiva (U), el Índice General de Precios Industriales ($\ln P$) y el Salario Nominal Medio ($\ln S$). Además, con fines comparativos, se considera el Índice General de Precios de Consumo ($\ln PC$). La muestra disponible para la variable S determina la muestra que se emplea en los estudios de relación del capítulo, es decir IV/83-IV/95. Esta selección de variables output se basa en diversos criterios expuestos a lo largo de los capítulos anteriores.

Los modelos univariantes del Capítulo 3 indican que las variables $\ln Q$ y U son $I(1)$ y que E , $\ln S$ y $\ln P$ son $I(2)$ (todas ellas en la frecuencia cero). Como más adelante se expone, $\ln PC$ también parece $I(2)$. Sin embargo, la Teoría Económica suele formular relaciones entre los niveles de estas variables. En consecuencia, los distintos órdenes de integración regular generan ciertas dificultades para razonar en términos de Teoría Económica. Nótese que las variables de precios relativos $\ln(S/P)$, $\ln(S/PC)$, $\ln(P/PC)$ también parecen $I(2)$ según el Apéndice E.3.

Por ejemplo, considérense las variables $\ln Q$ y $\ln E$, es decir, output y empleo. La noción de la función de producción en Teoría Económica postula que cuando se usa una mayor cantidad de empleo, se genera una mayor cantidad de output. Se trata, pues,

de una relación directa entre niveles $\ln Q$ y $\ln E$ (lo que equivale a una relación directa entre variaciones, $\nabla \ln Q$ y $\nabla \ln E$), no una relación entre $\ln Q$ y $\nabla \ln E$, o una entre $\nabla \ln Q$ y $\ln E$. Los resultados univariantes que indican que $\ln Q$ es $I(1)$ pero que $\ln E$ es $I(2)$, parecen contradecir estas nociones elementales de Teoría Económica.

Uno de los objetivos de la construcción de los modelos de transferencia entre las variables mencionadas y la tasa de expansión monetaria, es el de aclarar este tipo de paradojas. Cabe formular la pregunta: ¿Las variables de la industria depuradas de los efectos de la expansión monetaria tienen el mismo orden de integración regular? Como se expone más adelante, la respuesta es afirmativa. Hay otras buenas razones para estudiar los efectos de una variable indicador adelantado de las variables industriales, pero esta es una especialmente relevante.

Resulta necesario construir los modelos univariantes de las variables industriales y de $\ln PC$ en la submuestra IV/83-IV/95. La mayor parte de estos modelos no difieren substancialmente de los presentados en el Capítulo 3. En este capítulo se tratan en la Sección 6.1.

Antes de abordar las relaciones de las variables industriales con la tasa de expansión monetaria, en la Sección 6.2 se exploran someramente las evidencias de relaciones entre las variables industriales (y $\ln PC$) mediante las funciones de correlación cruzada entre sus residuos univariantes. La ausencia de evidencias claras de relaciones destacables entre las variables industriales, junto con la dificultad arriba comentada debida a los órdenes distintos de integración regular, parecen aconsejar la estrategia de buscar una variable input común a las variables industriales.

En este capítulo se considera la posibilidad de que alguna medida de la Cantidad Nominal de Dinero en Manos del Público No Bancario sea un input común para las variables industriales. La Sección 6.3 trata la selección de una medida (Sección 6.3.1), MI , presenta su análisis univariante (Sección 6.3.2) y ciertos análisis univariantes que indican que cada una de las variables $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$ opera en una relación de

cointegración $CI(2,1)$ con la variable $\ln MI$ (Sección 6.3.3).

La Sección 6.4 presenta los análisis de transferencia. Cada una de las subsecciones se corresponde con una de las variables output.

La Sección 6.5 ofrece una exploración somera de las evidencias de relaciones entre las variables industriales (y $\ln PC$) depuradas de los efectos del dinero, mediante las funciones de correlación cruzada entre los residuos de los modelos de transferencia. El lector puede comparar las *ccf* de esta sección con las de la Sección 6.2.

Por último, en la Sección 6.6 se resumen las conclusiones. Los Apéndices T.6.1 y T.6.2 contienen, respectivamente, los resúmenes de los modelos univariantes y de transferencia del capítulo. Los materiales gráficos de las series investigadas se presentan en el Apéndice G.6.1, para los análisis univariantes, y en el Apéndice G.6.2, para los análisis de transferencia.

6.1 Modelos Univariantes de Variables Industriales en la Submuestra IV/83-IV/95

Los modelos univariantes de las variables Q , U , E , P y S aquí presentados son, a excepción de P , semejantes a los del Capítulo 3. Las diferencias son dos. En primer lugar, la muestra aquí empleada contiene observaciones desde IV/83 hasta IV/95, y viene determinada por la disponibilidad de datos de S . Se trata de una submuestra de las muestras empleadas en el Capítulo 3 para las cuatro primeras variables. En segundo lugar, algunos términos de intervención de los modelos finales del Capítulo 3 no se incluyen.

El modelo de P del Capítulo 3 es diferente al presentado en este capítulo. En la Sección 6.1.5 se describe y justifica el nuevo modelo de P en la submuestra actual.

Por último, se incluye el análisis univariante de la variable PC con fines de comparación con P y S .

6.1.1 Índice General de Producción Industrial (Q)

El modelo MEG de $\ln Q$ (M2.Q) es análogo al presentado en el Capítulo 3. Al igual que en ese capítulo, en la submuestra se contrasta la hipótesis de $\lambda_1 = -1$. El valor aproximado del estadístico DCD (3.22), rechaza no invertibilidad al 95% de confianza. No se incluye la variable de intervención escalón en IV/92 que cuantifica la caída de la producción como consecuencia de la crisis económica del momento. El modelo no contiene tal variable debido a que: (1) resulta solamente marginalmente influyente en el parámetro AR(1) estimado y (2) con los análisis de este capítulo, se pretende captar relaciones que podrían explicar tal incidente. La eliminación de dicha intervención ocasiona la aparición, por distorsión, de un valor elevado en el segundo retardo de las *acf* y *pacf*.

Aun a pesar del resultado de invertibilidad del modelo M2.Q, en esta sección también se presenta el modelo M3.Q en el que la estacionalidad está restringida a ser completamente determinista. La presentación de este modelo está justificada por el motivo siguiente. En la Sección 6.4.1 se describe el modelo de relación entre $\ln Q$ y $\nabla \ln MI$ donde se justifica que para facilitar la identificación y la diagnosis de la relación entre estas variables, es deseable emplear el modelo univariante de $\ln Q$ con estacionalidad completamente determinista (M3.Q). Además, es importante señalar que la diagnosis de tal modelo no muestra signos de mala especificación.

6.1.2 Grado de Utilización de la Capacidad Productiva (U)

El modelo de U (M2.U) es análogo al presentado en el Capítulo 3. Se excluyen las variables de estacionalidad determinista ($\cos \frac{\pi}{2}t$ y $\sin \frac{\pi}{2}t$) de parámetros estimados no significativamente distintos de cero en esta submuestra. La presencia de la variable de intervención escalón en IV/91 se justifica, aunque no es influyente en el modelo univariante, porque su eliminación produce un residuo cercano a $-3\hat{\sigma}_a$ y porque se sospecha que es reflejo de un cambio metodológico en la ECI.

6.1.3 Ocupados (*E*)

El modelo M2.E presenta dos cambios con respecto al construido para la muestra completa. En primer lugar, se aplica la transformación logarítmica para que, al ser relacionada con otras variables en logaritmos, sus parámetros puedan ser interpretados como elasticidades. Como se comenta en el Capítulo 3, los datos no discriminan entre $\lambda = 0$ y $\lambda = 1$ en esta variable, por lo que esta decisión no es inconsistente con ellos. En segundo lugar, el modelo contiene una única intervención (escalón II/87) que se justifica por el cambio metodológico de EPA en dicha fecha. Véase Apéndice D.

Se eliminan las intervenciones restantes, presentes en M2.E de la muestra completa, porque sus parámetros no parecen ser influyentes en la submuestra. La diagnosis del modelo aquí presentado no revela signos de mala especificación. Tampoco se aprecia ningún cambio en la estimación del parámetro MA.

6.1.4 Salario Nominal Medio (*S*)

El análisis de la serie Incremento Salarial Porcentual (*W*) se describe en el Capítulo 3. Por construcción, esta serie mide la tasa de variación logarítmica del Salario Nominal Medio. Con el fin de obtener un índice de salarios nominales, se construye la variable Salario Nominal Medio (*S*). La serie *S* se obtiene mediante dos operaciones matemáticas consecutivas. Se integra la variable *W* y sobre la serie integrada se aplica la transformación exponencial. Véase Apéndice D.

De acuerdo con los resultados del Capítulo 3, la serie *W* sigue un proceso ARIMA(0,1,0)(2,0,0)₄ con dos intervenciones escalón en I/87 y II/87 (Modelo M1.W del Capítulo 3). En consecuencia, la serie $\ln S$ sigue un proceso ARIMA(0,2,0)(2,0,0)₄ con dos intervenciones rampa en idénticas fechas (Modelo M1.S).

6.1.5 Índice General de Precios Industriales (*P*)

Al estimar el modelo final M2.P del Capítulo 3 en la submuestra, los parámetros

de la estructura ARMA resultan no significativamente distintos de cero. El análisis de P en la submuestra revela que no hay dudas en cuanto al orden de integración, es decir, $\ln P$ parece $I(2)$. En el modelo M2.P mencionado se detecta la presencia de estacionalidad determinista. Este hecho no resulta tan evidente cuando se analiza la *acf* de $\nabla^2 \ln P$ en la submuestra, pero los términos de estacionalidad determinista se incluyen porque resultan estadísticamente relevantes.

El gráfico de residuos de M2.P es accidentado y su histograma revela un exceso de valores extremos y una forma demasiado concentrada. Con el objetivo de descubrir estructura ARMA posiblemente ocultada por los valores extremos, se llevan a cabo diversos análisis de intervención. Estos ejercicios no revelan ninguna estructura, por lo que no se incorporan intervenciones en el modelo univariante.

6.1.6 Índice General de Precios al Consumo (PC)

Sobre la serie PC se aplica la transformación logarítmica aún a pesar de que los gráficos temporales y de media-dispersión de PC y $\ln PC$ no son claramente informativos acerca de esta decisión. La transformación se efectúa por razones similares a las empleadas en el caso de P (Sección 3.7.1).

El gráfico temporal de $\ln PC$ presenta tendencia creciente. La serie $\nabla \ln PC$ deambula, principalmente en los primeros y últimos años de la muestra, por lo que parece conveniente aplicar una diferencia regular adicional. El gráfico de $\nabla^2 \ln PC$ parece centrado y presenta comportamiento estacional, puesto que, salvo excepciones, los valores de los primeros y terceros trimestres se sitúan por encima de la media global. La *acf* apenas se amortigua en los retardos anuales, confirmando la no estacionariedad anual, lo que sugiere el empleo de una diferencia anual. El gráfico de $\nabla \nabla_4 \ln PC$ deambula ligeramente. Se considera conveniente tomar una diferencia regular adicional para asegurar la estacionariedad de la serie.

La serie $\nabla^2 \nabla_4 \ln PC$ parece estacionaria. La configuración de *acf* y *pacf* sugiere

la estimación de un MA(1) y un MA(1)₄, cuyo resultado se recoge en el modelo M1.PC.

En el MEG inicial se contrasta $\lambda_2 = -1$. El valor del estadístico DCD (.02) indica que tal hipótesis no puede ser rechazada. Tras efectuar sobre el modelo los cambios que este resultado de no invertibilidad sugiere, se procede a la contrastación de $\lambda_0 = 1$. El valor del estadístico DCD (.16) revela no invertibilidad en uno de los dos factores MA₀. Seguidamente y tras incorporar al modelo los cambios que genera tal resultado, se contrasta, de manera aproximada, $\lambda_1 = -1$. El valor del estadístico DCD (.96) indica la no invertibilidad del factor MA₁. Este último resultado requiere la inclusión de un factor AR₁ de sobreajuste. El modelo M2.PC recoge los cambios que los resultados de no invertibilidad sugieren sin presentar signos de mala especificación.

Una característica nada afortunada del modelo M2.PC es que se estima que $E(\nabla^2 \ln PC) = -.03\%$, porque implica que, a largo plazo, la tasa de inflación $\nabla \ln PC$ no es constante sino decreciente y, en el límite futuro, infinitamente negativa. Dada la muestra, esta dificultad es inevitable en el análisis univariante, pero el modelo de transferencia presenta características de largo plazo más plausibles: si la tasa de expansión monetaria es constante, a largo plazo la de inflación lo es también.

6.2 Evidencias de Relaciones entre Variables Industriales

En esta sección se estudian las evidencias de relaciones entre las variables $\ln Q$, $\ln E$, U , $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$, consultando las *ccf* residuales de los modelos univariantes M2.Q, M2.E, M2.U, M1.S, M2.P y M2.PC.

Se presentan diversas dificultades para el análisis de las relaciones entre estas seis variables. Entre seis variables pueden operar 30 relaciones cruzadas además de las 6 relaciones de autodependencia. Es este un ejemplo de la llamada maldición de la dimensionalidad: la complejidad de una descripción aumenta con el cuadrado del número de dimensiones que comprende.

Esta dificultad es aún mayor cuando se tiene en cuenta el número de especificaciones de intervención que pueden ser relevantes para cada variable. Un hecho anómalo puede ser influyente en los parámetros del modelo univariante y, sin embargo, ser explicado por un modelo de relación. También es cierto que un hecho anómalo puede no ser influyente en los parámetros del modelo univariante y serlo en los parámetros de un modelo de relación. En consecuencia, un estudio completo requiere un análisis de relación por cada especificación univariante posible.

En las consultas de evidencias de relación aquí efectuadas no se contemplan todas las opciones posibles de intervención: aquí se emplea el número mínimo de intervenciones. Las *ccf* presentadas se calculan entre los residuos de los modelos finales en esta submuestra (Sección 6.1). Los modelos de $\ln Q$, $\ln P$ y $\ln PC$ no contienen intervenciones. El modelo de la variable $\ln E$ contiene un escalón en II/87, justificado por un conocido cambio metodológico de la EPA. La presencia de un escalón (IV/91) en el modelo de U se justifica porque se sospecha que es reflejo de un cambio metodológico en la ECI. En el modelo de $\ln S$ se incluyen dos rampas consecutivas e influyentes (en los parámetros del modelo univariante) en I/87 y II/87, aunque no se dispone de información extramuestral con que comprenderlas.

El lector puede consultar las funciones de correlación cruzada entre los residuos univariantes de $\ln Q$, $\ln E$, U , $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$ en el Apéndice G.6.1. Algunas relaciones parecen evidentes. Por ejemplo, $\ln Q$ y U parecen relacionarse directamente, con una correlación contemporánea importante y correlaciones retardadas sugerentes en ambas direcciones. Pero lo más llamativo de estas *ccf* es que no aparecen muchas relaciones muy destacables.

Esta apariencia de escasez de relaciones fuertes entre las variables de interés, puede tener causas diversas. Los residuos extremos no modelizados por intervenciones pueden distorsionar varianzas al alza y así ocultar estructuras de relación en las *ccf*. Las relaciones pueden operar con tanta lentitud que no se revelan en las *ccf*.

Hay al menos dos razones que aconsejan no prestar mucha atención a estas *ccf* y, como consecuencia, que aconsejan no tomar muy en serio esta aparente falta de relaciones. En primer lugar, como se comenta en la introducción al capítulo, los órdenes de integración regular difieren entre estas series de manera que, aunque se vieran relaciones destacables en estas *ccf*, en muchos casos no se las sabría interpretar en términos económicos. En segundo lugar, algunas de estas variables (*S*, *P* y *PC*) son variables nominales y otras (*Q*, *E* y *U*) son reales, y las *ccf* presentadas admiten la presencia de ilusión monetaria a largo plazo en los casos en que se mezclan. La interacción entre estos dos tipos de razones permite dudar de la utilidad de estas *ccf*.

Por ejemplo, $\ln Q$ es $I(1)$ y $\ln P$ es $I(2)$. Entonces la *ccf* de los residuos univariantes de estas dos variables relaciona de forma implícita $\nabla \ln Q$ con $\nabla^2 \ln P$, lo que equivale a relacionar $\ln Q$ con $\nabla \ln P$. Se podría dudar de si tales clases de relación fueran o no comprensibles desde una perspectiva económica, pero no cabe duda que tales relaciones (entre $\ln Q$ y $\nabla \ln P$, ambas variables reales) no admiten ilusión monetaria a largo plazo.

Considérese otro ejemplo, el de $\ln S$ y $\ln P$, ambas variables $I(2)$. La *ccf* en cuestión relaciona $\nabla^2 \ln S$ y $\nabla^2 \ln P$, lo que equivale a relacionar $\nabla \ln S$ y $\nabla \ln P$, ó $\ln S$ y $\ln P$. No hay ninguna restricción, explícita o implícita, que excluya la posibilidad, p.e., de que $\ln P$ influya en $\ln S$ sin realimentación con ganancia a largo plazo distinta de 1.0. Es decir, la *ccf* no excluye la ilusión monetaria a largo plazo.

Otro ejemplo diferente y revelador trata $\ln E$ y $\ln S$, ambas $I(2)$, la primera real, y la segunda nominal. La *ccf* presentada relaciona $\nabla^2 \ln E$ y $\nabla^2 \ln S$, lo que equivale a relacionar $\ln E$ con $\ln S$. Cualquier relación de $\ln S$ influyendo en $\ln E$, que no tenga la ganancia a largo plazo cero, supone la presencia a largo plazo de ilusión monetaria.

Los argumentos empleados cuestionan fuertemente la relevancia de estas *ccf*. Cabe preguntarse porqué consultar estos instrumentos. Una respuesta es que algunas de las *ccf*, p.e. entre $\ln Q$ y *U*, no padecen estas dificultades. En todo caso, la exploración de las

posibilidades sugeridas por la curiosidad no debe censurarse en el análisis empírico, al menos si los costes (de cálculo, p.e.) no son elevados. En la Sección 6.5 se presenta el conjunto de *ccf* entre los residuos de los modelos de transferencia que se elaboran en la Sección 6.4. Tales *ccf* no padecen todas las mismas dificultades.

A continuación se inicia una estrategia de investigación consistente en tratar los efectos sobre las variables industriales (y *lnPC*) de una medida de la Cantidad Nominal de Dinero en Manos del Público No Bancario. Esta estrategia, en primer lugar, intenta encontrar una variable plausiblemente exógena al sector industrial, que juegue el papel de indicador adelantado para las variables del sector y que explique buena parte de su comportamiento. En segundo lugar, se elige este tipo de variable, una Cantidad Nominal de Dinero, para obtener variables depuradas de sus efectos que pueden interpretarse económicamente como variables reales. En tercer lugar, se busca relaciones de cointegración con la esperanza de que las variables depuradas de los efectos del dinero sean todas $I(1)$, facilitando estudios posteriores de relación con menores dificultades de interpretación económica.

6.3 Cantidad Nominal de Dinero en Manos del Público No Bancario

Los estudios de esta sección son el punto de partida de los análisis de los efectos de la cantidad nominal de dinero en manos del público no bancario sobre las variables seleccionadas del sector industrial. En estos análisis se asume, como hipótesis de trabajo, la inexistencia de efectos de realimentación de las variables de la industria sobre la variable de cantidad nominal de dinero. Esta hipótesis parece plausible puesto que, entre 1975 y 1995, la proporción del PIB agregado que supone el componente industrial (sin construcción) no supera el 30% (pesetas constantes).

En la Sección 6.3.1 se justifica la elección del agregado monetario *MI* como medida de la cantidad nominal de dinero en manos del público no bancario. En las

Secciones 6.3.2 y 6.3.3 se describen, respectivamente, los análisis univariantes de la variable $M1$ y de las variables Inversa de Saldo Reales Monetarios en términos de Empleo, Producción y Consumo.

6.3.1 Agregados Monetarios: La Elección de $M1$

En esta sección se justifica, mediante argumentos estadísticos y teóricos, la elección del agregado monetario $M1$ en vez de uno de los tres agregados alternativos $M2$, $M3$ y ALP . Estas cuatro variables son medidas del concepto de dinero en manos del público no bancario en España. En muchos estudios del caso español, se analizan datos de ALP ó $M3$; véase Dolado y Escrivá (1992) y las referencias citadas en este trabajo sobre la demanda de dinero y los objetivos de la política monetaria en España. No obstante, ninguna de estas opciones se ajusta adecuadamente al concepto estricto del dinero como medio de pago. Un tratamiento más general de esta cuestión requeriría el análisis de las cuatro variables $M1$, $M2$, $M3$ y ALP en un modelo cuatrivariante, en el que se admitiera la posibilidad de que más de una de ellas, o incluso todas, tuvieran influencia sobre variables del sector industrial. Sin embargo, un enfoque tan general desborda los límites del presente estudio. Aquí se realizan ciertos análisis elementales para informar sobre la elección de una sola variable, $M1$, y así concentrar los esfuerzos de esta investigación en el estudio de los efectos de ésta, sobre las variables del sector industrial. En el Capítulo 7 se citan las propuestas de investigación futura acordes con un enfoque más general.

La muestra analizada comprende el período IV/82-IV/95. Se incluye un año adicional de observaciones para evitar la pérdida de grados de libertad cuando se identifica tiempo muerto positivo en alguna de las relaciones.

Los gráficos temporales de los agregados monetarios $M1$, $M2$, $M3$ y ALP presentan mayor dispersión conforme aumenta el nivel, hecho que se refleja también en los de media-desviación típica. Por tanto, parece conveniente que estas variables sean

transformadas logarítmicamente.

Los gráficos temporales de $\ln M1$, $\ln M2$, $\ln M3$ y $\ln ALP$ presentan tendencia creciente. En las primeras diferencias regulares se observa comportamiento estacional: los valores de los primeros y cuartos trimestres se sitúan, salvo excepciones, por debajo y por encima de la media global, respectivamente. Las *acf* apenas se amortiguan en retardos anuales, confirmando la no estacionariedad anual, lo que sugiere el empleo de una diferencia anual.

Las medias de las primeras diferencias de estas series se encuentran entre un 2.3% y un 2.8%. La desviación típica de $\nabla \ln M1$ (3.5%) es mayor que la de $\nabla \ln M2$ (2.6%) y muy superior a las dos restantes. Destaca la proximidad que entre la de $\nabla \ln M3$ (1.0%) y la de $\nabla \ln ALP$ (1.1%) se detecta. La comparación gráfica señala una visible similitud por pares, de modo que $\nabla \ln M1$ presenta patrones de comportamiento similares a los de $\nabla \ln M2$, y $\nabla \ln M3$ similares a los de $\nabla \ln ALP$.

Las series $\nabla_4 \ln M1$, $\nabla_4 \ln M2$, $\nabla_4 \ln M3$ y $\nabla_4 \ln ALP$ deambulan y se aprecia un decrecimiento muy lento en los retardos regulares de las *acf*. Ambos hechos indican la necesidad de aplicar una diferencia regular adicional.

Todos los agregados monetarios crecen en esta muestra a una tasa media anual próxima al 11%, a excepción de $M2$ que crece a una tasa del 9.5%. De nuevo, la desviación típica de $\nabla_4 \ln M1$ (6.4%) es mayor que la de $\nabla_4 \ln M2$ (5.0%), y ambas son muy superiores a las de $\nabla_4 \ln M3$ (2.8%) y $\nabla_4 \ln ALP$ (2.9%), con clara similitud entre las dos últimas variables.

Las tasas logarítmicas de variación anuales de las cuatro variables, comienzan a tomar valores por debajo de la media global a partir de I/92, sin volver a tal media en la muestra estudiada. Los mínimos históricos se alcanzan en II/93 para $\nabla_4 \ln M1$ y $\nabla_4 \ln M2$, en IV/92 para $\nabla_4 \ln M3$ y en III/92 para $\nabla_4 \ln ALP$. En consecuencia, tanto en términos gráficos como estadísticos, parecen encontrarse patrones de comportamiento afines entre las variables $M1$ y $M2$, por un lado, y $M3$ y ALP , por otro.

Las series $\nabla\nabla_4\ln M1$, $\nabla\nabla_4\ln M2$, $\nabla\nabla_4\ln M3$ y $\nabla\nabla_4\ln ALP$ parecen estacionarias. En las dos últimas, se identifica un gran efecto escalón negativo en I/92, ausente en las dos primeras. Se aprecia una secuencia de valores negativos entre II/91 y II/93, que resulta muy evidente en las primeras dos series. En todos los casos las medias muestrales son inferiores a las desviaciones típicas de estos estadísticos, sugiriendo que las medias son cero en todos los casos. La desviación típica de $\nabla\nabla_4\ln M1$ (2.5%) está próxima a la de $\nabla\nabla_4\ln M2$ (2.0%), pero ambas resultan claramente superiores a las de $\nabla\nabla_4\ln M3$ (1.0%) y $\nabla\nabla_4\ln ALP$ (1.0%). La configuración de *acf* y *pacf* sugiere en todos los casos un $MA(1)_4$, además de un $AR(1)$ en $\nabla\nabla_4\ln M1$ y $\nabla\nabla_4\ln M2$. En $\nabla\nabla_4\ln M3$ parece haber evidencia de algún tipo de estructura regular adicional, no identificada posiblemente como consecuencia del efecto distorsionador del valor extremo de I/92. Nuevamente parecen encontrarse similitudes gráficas y estadísticas entre $\nabla\nabla_4\ln M1$ y $\nabla\nabla_4\ln M2$, por un lado, y entre $\nabla\nabla_4\ln M3$ y $\nabla\nabla_4\ln ALP$, por otro.

Con el fin de examinar ciertas relaciones plausibles entre las cuatro variables de agregados monetarios, se consideran a continuación tres variables ratios: $M2/M1$, $M3/M2$ y $ALP/M3$. En cada caso, el numerador es igual al denominador más un nuevo componente de dinero. Por ejemplo, $M2 - M1$ es el saldo de *Depósitos de Ahorro*.

El análisis comparado de los gráficos temporales de $M2/M1$, $M3/M2$ y $ALP/M3$, así como el de sus transformaciones logarítmicas, no parece revelar semejanzas salvo en el aspecto deambulante que todos ellos presentan. Las medias muestrales de estos ratios indican que (en media) $M2$ es mayor que $M1$ en un 75%, $M3$ que $M2$ en un 117% y ALP que $M3$ tan sólo en un 8%. La desviación típica muestral de $\ln(ALP/M3)$ (2.1%) es la mitad de la de $\ln(M3/M2)$ (4.2%) y aproximadamente un tercio de la de $\ln(M2/M1)$ (5.7%).

Las medias muestrales de $\nabla\ln(M2/M1)$, $\nabla\ln(M3/M2)$ y $\nabla\ln(ALP/M3)$ apenas son superiores a sus respectivas desviaciones típicas, lo que refleja que las tasas logarítmicas de variación de las variables que componen los ratios son muy semejantes en

media. La desviación típica muestral de $\nabla \ln(ALP/M3)$ (.61%) es aproximadamente la mitad de la de $\nabla \ln(M2/M1)$ (1.2%) y un tercio de la de $\nabla \ln(M3/M2)$ (2.0%).

Los gráficos temporales de $\nabla \ln(M2/M1)$ y $\nabla \ln(M3/M2)$ presentan estacionalidad: los valores de los primeros y cuartos trimestres se sitúan, respectivamente y salvo excepciones, por encima y por debajo de la media global, de lo que puede deducirse que los perfiles de estacionalidad de los componentes de dichos ratios difieren. A diferencia de los casos anteriores, $\nabla \ln(ALP/M3)$ parece estacionario (con media posiblemente distinta de cero) puesto que el gráfico temporal está centrado y no presenta signos de estacionalidad. Parece apropiado concluir que $\ln ALP$ y $\ln M3$ presentan perfiles estacionales idénticos.

Las series $\nabla_4 \ln(M2/M1)$ y $\nabla_4 \ln(M3/M2)$ deambulan. Las series $\nabla \nabla_4 \ln(M2/M1)$ y $\nabla \nabla_4 \ln(M3/M2)$ parecen estacionarias. En las *acf* y *pacf* se identifican sendos $MA(1)_4$, además de un poco de estructura AR regular en $\nabla \nabla_4 \ln(M3/M2)$. Estos procesos son compatibles con los identificados para los componentes de los ratios.

En resumen, se detecta que las desviaciones típicas de las transformaciones $\ln M1$ son sensiblemente mayores que las de $\ln M2$, y radicalmente superiores a las de $\ln M3$ y $\ln ALP$, que son entre sí muy semejantes. El análisis gráfico y estadístico de las tasas logarítmicas de variación trimestrales y anuales parece revelar pautas de comportamiento similares entre las variables de los pares $\ln M1$ y $\ln M2$, y $\ln M3$ y $\ln ALP$. Todos ellos parecen estacionarios tras la aplicación de una diferencia regular y otra anual y también por pares los procesos estocásticos identificados son análogos. Entre los ratios $\ln(M2/M1)$, $\ln(M3/M2)$ y $\ln(ALP/M3)$ no se observan semejanzas destacables. Es llamativo comprobar que las rúbricas añadidas a $M3$ para obtener ALP , no superan en media el 8% de $M3$. El análisis de los ratios $\nabla \ln(M2/M1)$ y $\nabla \ln(M3/M2)$ parece indicar que el perfil estacional detectado en $\ln M1$ es diferente del de $\ln M2$, y éste del de $\ln M3$. Sin embargo, $\nabla \ln(ALP/M3)$ no presenta estacionalidad, lo que sugiere que el

perfil identificado en $\ln M3$ es igual al de $\ln ALP$.

Se realizan análisis univariantes de las variables $M1$, $M2$, $M3$, ALP , $M2/M1$, $M3/M2$ y $ALP/M3$, aunque los resultados detallados sólo se presentan en el caso de $M1$ (Sección 6.3.2). Se aprecia que, con la excepción de ALP y $ALP/M3$, todas las variables presentan características semejantes de estructura: no parecen tener incidentes anómalos influyentes, presentan estacionalidad totalmente determinista, son $I(2)$, la media de la segunda diferencia no difiere de cero y algunas presentan algunas estructuras ARMA débiles.

La serie ALP , con o sin término de intervención escalón $I/92$, presenta estacionalidad determinista y la forma $IMA(2,1)$ con la media de la segunda diferencia negativa y factor $MA(1)$ no invertible, lo que equivale a $IMA(1,0)$. La serie $\ln ALP/M3$ sigue un paseo aleatorio con media (de la primera diferencia) positiva. Parece que la serie $ALP - M3$ es $I(1)$ con tanta varianza que domina el carácter $I(2)$ de $M3$ en la suma ALP . Parece poco plausible que fuera $I(1)$ (en frecuencia cero) una medida de la cantidad nominal de dinero, lo que milita en contra de ALP y a favor de $M3$.

La elección de un determinado agregado monetario debe justificarse, en parte al menos, por su efectividad como medio de pago. De acuerdo con el BE, Diciembre 98, p.15, ALP difiere de $M3$ en la rúbrica denominada *Otros Componentes del ALP* (Pasivos del Sistema Crediticio y de los Mercados Monetarios), que conceptualmente se contrapone a la noción de medio de pago. Este argumento junto con las conclusiones estadísticas obtenidas, fundamentan la elección de $M3$ frente a ALP .

La variable $M3$ está compuesta por $M2$, *Depósitos a Plazo* y *Otros Componentes de M3* (Depósitos en Moneda Extranjera, Cesiones Temporales de Activos, Participaciones de Activos, Valores a Corto Plazo del Sistema Crediticio y Valores a Largo Plazo de Entidades de Depósito). Los *Depósitos a Plazo* y el contenido de *Otros Componentes de M3* son activos cuya conversión en efectivo está penalizada por costes relevantes de transacción, por lo que estos componentes de $M3$ no pueden ser

considerados como medios de pago comúnmente aceptados. El análisis estadístico y gráfico revela considerables diferencias entre ambos agregados, entre las que destaca la mayor variabilidad de las transformaciones de $M2$ frente a las de $M3$. De dos series temporales candidatas para indicador adelantado, que no difieran en otras características, la de mayor variabilidad es preferible, al menos como primer intento. Estos argumentos sugieren la elección de $M2$ frente a $M3$.

La diferencia entre $M2$ y $M1$ es la partida de *Depósitos de Ahorro*. La evolución del sistema bancario español en los últimos años, ha propiciado el uso de tarjetas de crédito y débito y talonarios de cheques tanto sobre *Depósitos de Ahorro* como sobre *Depósitos a la Vista*. En consecuencia, aunque en la actualidad la diferenciación entre ambos tipos de depósitos es cuestionable en términos de su función como medio de pago, esta afirmación no puede hacerse extensiva para el total de la muestra analizada. Por tanto, aunque $M1$ (*Efectivo en Manos del Público y Depósitos a la Vista*) es la más restringida de todas las definiciones de cantidad nominal de dinero, también es la que mejor se justifica como medio de pago. Además, el análisis estadístico comparado revela que $M1$ es el agregado monetario cuyas transformaciones presentan mayor varianza, por lo que parece el candidato mejor como indicador adelantado de las variables de la industria en este estudio. Estudios posteriores pueden evaluar las alternativas a esta decisión.

6.3.2 Modelo Univariante de $M1$

De acuerdo con el análisis de la sección anterior, la serie $\nabla\nabla_4\ln M1$ parece estacionaria. La configuración de *acf* y *pacf* sugiere la estimación de un AR(1) y un MA(1)₄, cuyo resultado se recoge en el modelo M1.M1.

En el MEG inicial se emplea el contraste DCD para $\lambda_0 = 1$. El valor del estadístico (.94) indica no invertibilidad en el factor MA_0 . Tras incorporar este resultado al modelo, se contrasta la hipótesis nula de $\lambda_2 = -1$. El valor del estadístico DCD (.44)

revela no invertibilidad en el factor MA_2 . Este caso requiere el empleo de un AR_2 de sobreajuste. Al incorporar en el modelo el resultado de no invertibilidad, se observa que el valor estimado del parámetro $\hat{\phi}_1$ se incrementa considerablemente (.77(.10)) con respecto a su valor en el modelo M1.M1 (.47(.13)). Este resultado sugiere contrastar la hipótesis de $\phi_1 = 1$. Se emplea el contraste SF. El valor de este estadístico (1.27) indica que, para un nivel de confianza del 95%, no se rechaza no estacionariedad. Por último, se aplica el contraste aproximado de DCD para $\lambda_1 = -1$. El valor del estadístico (1.16) sugiere no rechazar la hipótesis nula al 95% de confianza. Este resultado requiere la inclusión de un AR_1 de sobreajuste.

Los cambios que sugieren tanto los resultados de no invertibilidad como el de no estacionariedad quedan recogidos en el modelo final M2.M1, que no presenta signos de mala especificación.

El modelo M2.M1 estimado en la submuestra IV/83-IV/95 no presenta cambios significativos con respecto al aquí presentado por lo que no se acompaña en las tablas del Apéndice T.6.1.

6.3.3 Inversa de los Salos Reales Monetarios en términos de Empleo (S_t/MI_{t-1}), Producción (P_t/MI_{t-1}) y Consumo (PC_t/MI_{t-1})

En esta sección se presentan los análisis univariantes de las variables S_t/MI_{t-1} , P_t/MI_{t-1} y PC_t/MI_{t-1} . Hay dos razones que motivan tales análisis. En primer lugar, la construcción de los modelos univariantes de estos ratios con interpretación económica permite, de manera sencilla, la detección de posibles relaciones de cointegración entre el numerador y el denominador. En segundo lugar, se construyen los ratios bajo la premisa inicial de que el número de periodos que los precios tardan en responder ante variaciones del input es al menos de uno. Esta es la razón por la que las variables inversa de saldos reales monetarios se construyen como el cociente entre los precios nominales y un retardo de la variable MI .

La semejanza entre los modelos univariantes de estos tres ratios, permite que su presentación sea conjunta. En los tres casos se toma la transformación logarítmica porque sobre sus componentes es aplicada.

Los modelos de las variables que forman los ratios presentan estacionalidad determinista, a excepción de $\ln S$ (sin estacionalidad), en cuyo caso las variables $\ln S_t/M1_{t-1}$, $\ln P_t/M1_{t-1}$ y $\ln PC_t/M1_{t-1}$, presentan únicamente dicho tipo de estacionalidad. Por otro lado, los modelos M1.S, M2.P, M2.PC y M2.M1 revelan que $\ln S$, $\ln P$, $\ln PC$ y $\ln MI$ son I(2). En consecuencia, se propone, como punto de partida, la estimación de sendos modelos ARIMA(0,2,0) con estacionalidad determinista para las variables $\ln S_t/M1_{t-1}$, $\ln P_t/M1_{t-1}$ y $\ln PC_t/M1_{t-1}$, cuyo resultado se recoge, respectivamente, en los gráficos de los modelos M0.S/M1(-1), M0.P/M1(-1) y M0.PC/M1(-1). En las *acf* y *pacf* de los tres casos, se identifica un MA(1), cuyos valores estimados son, respectivamente, .54(.15), .56(.15) y .59(.14). No se detectan signos de mala especificación en la diagnosis de los modelos IMA(2,1) resultantes (no presentados).

Antes de llevar a cabo el contraste DCD de no invertibilidad, se añade a cada modelo un AR(1) de sobreajuste. En el caso de $\ln S_t/M1_{t-1}$, el MA(1) se estima literalmente no invertible. Para contrastar la no invertibilidad del MA(1) en el modelo de $\ln PC_t/M1_{t-1}$, se emplea el estadístico DCD, cuyo valor (1.82) indica que, para un nivel de confianza del 95%, no se rechaza la hipótesis nula de no invertibilidad.

Los modelos finales M2.S/M1(-1) y M2.PC/M1(-1) incorporan los cambios que los resultados de no invertibilidad sugieren y no presentan signos de mala especificación.

El resultado de la aplicación del contraste DCD en el modelo de $\ln P_t/M1_{t-1}$ es diferente a los casos anteriores. El modelo M2.P/M1(-1) contiene el AR(1) de sobreajuste cuyo parámetro se estima no significativamente distinto de cero. El valor del estadístico de contraste DCD de no invertibilidad (2.12) indica que tal hipótesis se rechaza a un nivel de confianza del 95%.

Aun a pesar de que el estadístico DCD indica que la variable $\ln P_t/M1_{t-1}$ es I(2),

a modo de prueba se estima un modelo ARI(1,1) con μ y estacionalidad determinista. La diagnosis de tal modelo (M3.P/M1(-1)) no revela signos de mala especificación. El parámetro AR(1) se estima muy lejos de la unidad (.53(.12)) y el valor del estadístico SF (4.86) indica que la serie es I(1). En la *acf* y *pacf* no se encuentran indicios de infradiferenciación y el gráfico temporal de residuos ofrece la apariencia de una serie estacionaria. En consecuencia, aunque el resultado del contraste DCD indica que $\ln P_t/M1_{t-1}$ es I(2), la diagnosis del modelo ARI(1,1) con μ y estacionalidad determinista, permite cuestionar el resultado de tal contraste.

Además, dado que el tiempo muerto detectado en los modelos de transferencia de $\ln S$ y $\ln P$ es de dos periodos, se presentan los modelos finales univariantes de los ratios $\ln S_t/M1_{t-2}$ y $\ln P_t/M1_{t-2}$, M2.S/M1(-2) y M2.P/M1(-2), respectivamente. La construcción de sus modelos univariantes es análoga a la de los modelos de las series con tiempo muerto de un periodo. En el caso de $\ln S_t/M1_{t-2}$, el MA(1) se estima estrictamente no invertible cuando el AR(1) de sobrejuste se incluye. En el caso de $\ln P_t/M1_{t-2}$ el valor del estadístico DCD (.92) indica que el factor MA(1) es no invertible. En consecuencia, los análisis completos revelan que las variables ratio siguen procesos ARI(1,1) con μ y estacionalidad determinista.

Este último resultado es paradójico. El estadístico DCD en el modelo de $\ln P_t/M1_{t-1}$ indica que dicha variable es I(2) mientras que en el modelo de $\ln P_t/M1_{t-2}$ indica que es I(1). Este tipo de resultado empírico paradójico es posible en el análisis práctico de series finitas. En este caso, los datos no discriminan entre I(1) e I(2). En consecuencia, parece aceptable considerar que $\ln P_t/M1_{t-1}$ es I(1).

El resultado más importante de esta sección es que, mediante sencillos análisis univariantes, se detectan tres relaciones de cointegración CI(2,1) entre las variables nominales $\ln S$, $\ln P$, $\ln PC$ y $\ln MI$, y que además cada una de ellas viene descrita por un vector de cointegración (1,-1). Es decir, son I(1) todas las variables $\ln(S/MI)$, $\ln(P/MI)$, $\ln(PC/MI)$ y, por implicación, las variables $\ln(S/P)$, $\ln(S/PC)$ y $\ln(P/PC)$.

Aquí se encuentran otros resultados paradójicos, ya que los análisis univariantes directos de las últimas tres variables en el Apéndice E.3 del Capítulo 3 indican que son I(2). A continuación se desarrollan los análisis de transferencia, que emplean la especificación I(1) para las tres variables en cuestión. Esta especificación también se diagnostica en cada modelo de transferencia estimado.

6.4 Modelos de Transferencia

La especificación inicial de los modelos aquí presentados se formula en base a dos principios teóricos y uno empírico. En primer lugar, se estudia la influencia de la tasa de expansión monetaria, $\nabla \ln MI_t$, sobre las variables reales: $\ln Q_t$, $\ln E_t$, U_t , $\ln S_t/MI_{t-1}$, $\ln P_t/MI_{t-1}$ y $\ln PC_t/MI_{t-1}$. La Hipótesis de Neutralidad Monetaria (HNM) está implícitamente impuesta cuando el input de estos modelos de transferencia es $\nabla \ln MI_t$. Esta especificación postula que el nivel de $\ln MI_t$: (1) no tiene efectos a largo plazo sobre las variables reales, es decir, en relaciones con variables reales como output, la ganancia a largo plazo es nula, y (2) tiene efectos unitarios a largo plazo sobre los niveles de las variables nominales, tales como $\ln S_t$, $\ln P_t$ y $\ln PC_t$, esto es, la ganancia a largo plazo es unitaria en las relaciones correspondientes. El empleo de esta hipótesis facilita la obtención de la parametrización de cada función de transferencia.

Al final de cada análisis se relaja y contrasta la HNM utilizando la parametrización final obtenida. Se estima una versión más general del modelo de transferencia en que el operador ∇ , en la definición del input $\nabla \ln MI$, se generaliza a $1 - \alpha B$ con parámetro α por estimar. Este factor se convierte en parte integrante de la función de transferencia de relación, siendo el nuevo input $\ln MI$. Ambas versiones del modelo, con α estimado y con α restringido al valor 1.0, se estiman por máxima verosimilitud, y se construye el estadístico correspondiente de razón de verosimilitudes. Este estadístico se distribuye (en grandes muestras) como Chi-Cuadrado con un grado de libertad. Los valores críticos relevantes son, con niveles de confianza entre paréntesis, 1.32 (75%), 2.71 (90%) y

3.84 (95%).

En segundo lugar, se supone inicialmente que las variables $\ln S_t$, $\ln P_t$ y $\ln PC_t$ no reciben efectos contemporáneos de la variable $\ln MI_t$. Esta hipótesis implica, conjuntamente con la anterior, que la respuesta de las variables $\ln S_t/MI_{t-1}$, $\ln P_t/MI_{t-1}$ y $\ln PC_t/MI_{t-1}$ ante un cambio en $\nabla \ln MI_t$ no es instantánea, sino que al menos se retrasa un trimestre. Tal hipótesis es contrastable.

En la especificación de cada función de transferencia de relación se emplea la *ccf*. En el cálculo de la *ccf* inicial (o de identificación) se utiliza la técnica de preblanqueo. El output y el input del modelo, en desviaciones de los componentes deterministas, son filtrados por la estructura univariante estocástica del modelo del input $\nabla \ln MI_t$, esto es, un ARI(3,1) particular. De este modo, la *ccf* inicial presenta la dependencia entre el output filtrado por el modelo univariante del input y la serie de residuos univariantes del input.

La especificación inicial de la función de transferencia de relación se realiza en base a la apariencia de la *ccf* inicial. En todos los casos se comprueba que las respuestas de las variables output son lentas ante cambios en $\nabla \ln MI_t$. Por esta razón, se especifica un AR(1) con parámetro positivo.

La especificación inicial para el modelo univariante del ruido en cada modelo de transferencia es igual a la especificación del modelo univariante de la variable output.

La reformulación de cada modelo se justifica por diagnosis, incluyendo operaciones de sobreajuste. Se emplean como materiales de apoyo la *ccf* residual en el caso de la función de transferencia y las *acf* y *pacf* en el caso del modelo del ruido. El cálculo de la *ccf* residual también emplea la técnica de preblanqueo.

En todos los casos se estima eficientemente el modelo del input conjuntamente con el modelo de relación. Sus resultados no se presentan por no diferir de los obtenidos en su estimación univariante (modelo M2.M1).

6.4.1 Producción: $\ln Q$

La construcción de la *ccf* inicial de este caso requiere un tratamiento especial puesto que el modelo univariante del output (M2.Q) presenta estacionalidad mixta, estocástica en la frecuencia uno y determinista en la frecuencia dos, mientras que el modelo univariante de $M1$ tiene estacionalidad completamente determinista. Estos hechos implican que el filtrado de la variable output por el modelo univariante estocástico del input genera una serie todavía no estacionaria en la frecuencia uno y una *ccf* muy poco informativa. Estas implicaciones son visibles en el gráfico temporal de $\ln Q$ *Preblanqueado (1)*, en el gráfico de *acf* correspondiente y en el de la *ccf inicial (1)*.

Para evitar que la estacionalidad estocástica de frecuencia uno del output distorsione la identificación de la relación entre $\ln Q$ y $\nabla \ln M1$, se emplea el siguiente artificio. En la Sección 6.1.1 se presentan dos modelos univariantes del output, M2.Q y M3.Q, que difieren solamente en la frecuencia uno, donde el componente es estocástico en M2.Q y determinista en M3.Q. El contraste DCD elige M2.Q, pero M3.Q no difiere mucho de M2.Q y su representación de la estacionalidad es más útil para la identificación por *ccf*. Los parámetros estimados de estacionalidad determinista obtenidos en M3.Q se emplean para calcular la desviación del output de sus componentes deterministas, que posteriormente se filtra por el modelo univariante del input. Con este artificio se obtiene una serie de $\ln Q$ *Preblanqueado (2)* estacionario en la frecuencia uno y una *ccf inicial (2)* en la que se identifica la relación entre $\ln Q$ y $\nabla \ln M1$. Este procedimiento se implementa en cada etapa del proceso de construcción del modelo de transferencia. No obstante, el modelo M2.Q, con estacionalidad mixta, se emplea como modelo univariante del ruido en cada una de las estimaciones eficientes que conducen al modelo *final* de transferencia de relación.

La *ccf inicial (2)* indica la dependencia positiva entre las variables mencionadas. En el primer paso del proceso analítico se estima un modelo de transferencia cuya función de transferencia de relación estimada, $\hat{v}(B)$, es puramente MA:

$$\hat{v}(B) = .35 + .21B + .40B^2 + .16B^3 + .64B^4 + .29B^5 + .34B^6$$

(.13) (.16) (.17) (.16) (.16) (.00) (.16)

$$\hat{g} = 2.4(.6) \quad \bar{l} = 3.2(1.4)$$

De hecho, esto equivale a una estimación de los primeros términos de la *ccf*. Se detecta la ausencia de tiempo muerto en la función de transferencia. El signo de los parámetros confirma una fuerte relación positiva entre las variables $\ln Q$ y $\nabla \ln MI$.

La *ccf* residual (no presentada) parece indicar que, con la parametrización anterior, no se capta por completo la relación. El modelo se reformula añadiendo secuencialmente parámetros MA en la función de transferencia de relación. Se observa que el valor absoluto de los mismos decrece conforme aumenta el retardo, lo que parece indicar que la relación que se modeliza requiere un factor AR(1) con parámetro positivo. Este proceso conduce a la formulación de la función de transferencia siguiente:

$$\hat{v}(B) = \frac{(.16) + (.17)B + (.16)B^2 + (.17)B^3 + (.15)B^4 + (.21)B^5 + (.17)B^6}{1 - .43B}$$

(.18)

$$\hat{g} = 3.2(1.9) \quad \bar{l} = 3.7(1.9)$$

donde se observa que los parámetros MA de los retardos impares son no significativamente distintos de cero. La eliminación de tales parámetros conduce al modelo *final* presentado. En la *ccf* residual destacan los valores de los retardos 8 y 11; se justifican por distorsión negativa entre el ruido preblanqueado y los residuos del modelo del input, respectivamente, en II/94 y II/92, y en III/86 y III/84 para el retardo 8, y IV/92 y II/90 para el retardo 11. La diagnosis de los residuos no revela signos de mala especificación.

A pesar de que el modelo no presenta evidencia de mala especificación, se llevan a cabo sucesivos experimentos de sobreajuste mediante la inclusión de parámetros MA

adicionales en la función de transferencia de relación. Se concluye que ninguno de tales experimentos mejora la calidad de representación.

A modo de ensayo se incluye un escalón para representar el incidente anómalo de IV/92 presente en el modelo univariante de $\ln Q$ del Capítulo 3. Se concluye que no es influyente en ninguno de los parámetros del modelo de transferencia *final*. Además, se observa que el residuo en IV/92 del modelo univariante en la submuestra que aquí se emplea es de $-3.1 \hat{\sigma}_a$, pero el correspondiente al modelo de transferencia tan sólo es de $-2.4 \hat{\sigma}_a$. Este resultado sugiere que parte de tal efecto podría explicarse por la influencia que $\nabla \ln M1$ ejerce sobre $\ln Q$.

El contraste de la HNM no rechaza tal hipótesis. El estadístico de contraste toma el valor de .64.

En el modelo final se estima que la ganancia a largo plazo es 3.1. Este resultado indica que, si $\nabla \ln M1$ aumenta en un 1%, $\ln Q$ a largo plazo aumenta en nivel un 3%. El retardo medio de esta respuesta es de aproximadamente un año.

El gráfico de la *irf* indica que la relación de dependencia es positiva, lo que implica que la *strf* es monótona creciente. En la *irf* se observa que la respuesta del output es más débil en los primeros retardos impares que en los pares.

Con el modelo de transferencia final se logra una reducción del 44% de la varianza residual de $\ln Q$ en relación a su modelo univariante en la submuestra, empleando un parámetro menos de intervención.

6.4.2 Empleo: $\ln E$

En la *ccf* inicial se detecta una relación positiva. El tiempo muerto es de difícil identificación dado que los valores de la *ccf* en los primeros retardos están próximos a cero. Adicionalmente se observa que a partir del retardo séptimo, los valores de dicha función decrecen, por lo que parece evidente la presencia de un AR(1) de parámetro positivo en la función de transferencia de relación.

A modo de ensayo se especifica inicialmente una función de transferencia de relación con estructura MA(3) y un AR(1). Nótese que el modelo del ruido tiene la forma del modelo final univariante de $\ln E$ (M2.E), un IMA(2,1) con estacionalidad completamente determinista y una intervención escalón en II/87. En el primer modelo de relación (no presentado) se observa que el tiempo muerto es cero y que los parámetros estimados tienen el signo esperado. La *ccf* resultante indica la presencia de estructura adicional.

Secuencialmente se añaden parámetros MA en la función de transferencia de relación hasta alcanzar el quinto retardo. El modelo estimado proporciona un resultado destacado. El parámetro MA(1) del ruido se estima literalmente no invertible. En las *acf* y *pacf* residuales (no presentadas) se detecta la presencia de un AR(1) de parámetro positivo. La incorporación de los cambios, que el resultado de no invertibilidad y la diagnosis residual sugieren, se hace en el modelo denominado *Intermedio*. La *ccf* revela la presencia de estructura de relación adicional.

Secuencialmente se añaden dos parámetros MA. El resultado de tal estimación se recoge en el modelo *final* del que se eliminan los parámetros AR(1) y μ del modelo del ruido por resultar no significativamente distintos de cero. En la *ccf* residual destacan los valores de los retardos 11 y 12; se justifican por distorsión negativa entre el ruido filtrado y los residuos del input entre las observaciones I/93 y II/90, para el retardo 11, y entre II/91 y II/88, para el retardo 12. La diagnosis de los residuos no encuentra signos de mala especificación. Como en el análisis anterior, se llevan a cabo diversos experimentos de sobreajuste que no consiguen mejorar la calidad de representación.

El contraste de la HNM no rechaza tal hipótesis. El valor del estadístico de contraste es de .02.

En el modelo *final* la ganancia a largo plazo estimada es 5.5, lo que indica que, si $\nabla \ln MI$ aumenta en un 1%, $\ln E$ a largo plazo aumenta en nivel en un 5.5%. El retardo medio estimado de la respuesta es de siete trimestres. En el gráfico de la *irf* se observa

que la respuesta de $\ln E$ es positiva en todos los retardos. Este hecho se refleja en que la sr_f es monótona creciente.

Los resultados más destacados de esta sección se resumen a continuación. En primer lugar, una vez extraídos los efectos de $\nabla \ln MI$, se aprecia que $\ln E$ es $I(1)$ en vez de $I(2)$ como indica su análisis univariante. Este es un resultado paradójico: el análisis univariante indica que $\ln E$ es $I(2)$, pero el análisis de relación revela que $\ln E$ es $I(1)$. Tales resultados son imposibles en teoría y en grandes muestras, pero son posibles en la práctica con una muestra finita. Además, este resultado hace más comprensible las posibles relaciones con los niveles de otras variables económicas con igual orden de integración (i.e. $\ln Q$ y U). Es interesante, además, que la variación del empleo industrial es (en media) cero, una vez descontados los efectos de $\nabla \ln MI$. La modelización de la relación detectada permite reducir la varianza residual en un 53% en relación a su modelo univariante.

6.4.3 Uso del Capital: U

La ccf inicial indica una relación positiva. Se observa que a partir del retardo cuarto los valores de esta función decrecen, lo que sugiere un $AR(1)$ de parámetro positivo en la función de transferencia de relación.

Se especifica inicialmente una función de transferencia de relación con estructura $MA(1)$ y $AR(1)$. Los resultados de estimación se presentan en el modelo *final*. La ccf residual presenta apariencia de estructura adicional, con correlaciones de signo negativo desde el retardo 9 hasta el 13, que no se justifican por distorsión. La diagnosis de los residuos no indica mala especificación

Se llevan a cabo diversos experimentos, añadiendo secuencialmente parámetros MA en la función de transferencia de relación, pero éstos resultan no significativamente distintos de cero. En todos los casos se observa que la situación de estimación está mal definida (altas correlaciones entre muchos de los parámetros de relación), por lo que este

experimento puede considerarse fallido. Cada experimento se realiza con la intervención escalón en IV/91 y también sin ella, sin obtenerse diferencia con los resultados descritos. Se concluye que no es factible mejorar el modelo presentado.

El contraste de la HNM no rechaza tal hipótesis. El valor del estadístico de contraste es .44.

La ganancia a largo plazo es aproximadamente 180, lo que implica que un aumento de un 1% en $\nabla \ln MI$ produce a largo plazo un aumento en el nivel de U de un 1.8%. El retardo medio estimado de su respuesta es de un año. Todos los valores de la *irf* son de signo positivo.

Con respecto a la varianza residual, se observa que con el modelo de transferencia se produce una reducción del 23% con respecto a su representación univariante.

6.4.4 Salario Nominal Medio: $\ln S$

La *ccf* inicial presentada se construye suponiendo que el tiempo muerto de respuesta del output $\ln S_t / MI_{t-1}$ es de un periodo. El gráfico de la *ccf* indica una respuesta negativa y lenta. Se especifica inicialmente una función de transferencia de relación con estructura MA(3) y AR(1) de parámetro positivo. Se aprecia que este modelo *intermedio*, que se presenta, es de baja calidad. Se observa que el parámetro MA estimado en el retardo cero es -1.00. Este valor indica que es altamente probable que el tiempo muerto especificado sea erróneo y que es al menos superior en un trimestre. Los parámetros MA de órdenes 1, 2 y 3 son no significativamente distintos de cero. En el gráfico de residuos se detecta la presencia de un valor extremo ($-4.3\hat{\sigma}_a$) en I/87. Se propone su modelización mediante un efecto rampa. Esta propuesta está en consonancia con la intervención efectuada en igual fecha en el modelo univariante de $\ln S$, en el que también se modeliza un incidente en II/87 que no resulta anómalo en el presente análisis. La *ccf* residual intermedia indica la presencia de estructura de dependencia adicional, aunque débil.

La anomalía en I/87 se revela distorsionante de la *ccf* residual. Al incorporar la variable rampa en I/87, en la *ccf* se detecta más estructura, lo que motiva el empleo de dos términos MA adicionales. Con la inclusión de estos parámetros MA adicionales, la *ccf* no presenta más evidencia de relación.

El parámetro MA asociado al retardo cero se mantiene durante todo el proceso anterior en el valor estimado de -1.00. Este resultado indica que el tiempo muerto es de dos periodos. La imposición de tal restricción conduce al modelo *final*.

En este modelo *final* se presenta una correlación de -.93 entre el parámetro μ estimado (.057) y el parámetro de intervención (-.026). Esta sobreparametrización es necesaria. Si se suprime el parámetro de intervención, muchos de los demás parámetros estimados cambian significativamente, es decir, este parámetro es influyente. Si se suprime μ , la media de los residuos difiere de cero. La interpretación de la intervención es que μ antes de I/87 es 5.7% y después es 3.1%.

En *acf* destaca el valor del retardo 2; se trata de distorsión negativa entre los residuos II/89-IV/89, y I/94-III/94. La diagnosis del modelo no evidencia signos de mala especificación. Al igual que en casos anteriores, se efectúan diversos experimentos de sobreajuste sobre el modelo *final*, que no mejoran la calidad de la representación de $\ln S_t / MI_{t-2}$ vs $\nabla \ln MI_{t-2}$.

Es importante señalar que los parámetros de estacionalidad del output, en todos los modelos, se estiman restringidos al valor de los de la estacionalidad de $\ln MI$. Estas restricciones se deben a que el modelo univariante de $\ln S$ no presenta estacionalidad.

El contraste de la HNM no rechaza tal hipótesis. El valor del estadístico de contraste es de 1.49.

La ganancia a largo plazo de la función de transferencia indica que un incremento del 1% de la tasa de expansión monetaria produce a largo plazo un aumento de saldos reales monetarios en términos de empleo de un 6%. El retardo medio estimado de esta respuesta es de un año y medio. En los gráficos de la *irf* y *srf* de $\ln S_t / MI_{t-2}$ vs

$\nabla \ln MI_t$ se representan los resultados descritos.

También se incluyen los gráficos de *irf* y *srf* que representan la relación entre $\ln S$ y $\ln MI$. La *srf* es monótona creciente porque todos los valores de la *irf* son positivos. Se aprecia que los efectos a corto plazo se estiman con mayor precisión que en los casos de $\ln P$ y $\ln PC$ de las Secciones 6.4.5 y 6.4.6, respectivamente.

Con el modelo de transferencia se observa que la varianza residual de $\ln S$ se reduce en relación a su modelo univariante en un 37%, aún a pesar de que se emplea un parámetro de intervención menos. También es notable que el proceso estocástico residual es I(1) en vez de I(2) como resultado de la relación de cointegración detectada entre las variables $\ln S$ y $\ln MI$ (Sección 6.3.3).

6.4.5 Precios Industriales: $\ln P$

Al igual que en el análisis anterior, la *ccf* inicial se construye suponiendo que el tiempo muerto de la respuesta del output $\ln P_t / MI_{t-1}$ es de un periodo. El gráfico de *ccf* indica que se trata de una respuesta negativa y muy lenta. Inicialmente se especifica una función de transferencia de relación con estructura MA(4) y AR(1). El resultado de estimación se presenta en el modelo *Intermedio (1)*, de muy baja calidad. Se observa que el parámetro MA de orden 0 resulta no significativamente distinto de -1.00, lo que parece indicar que el tiempo muerto es de dos periodos. Los parámetros de los retardos 2, 3 y 4 resultan no significativamente distintos de cero. El parámetro AR (.99(.01)) presenta un valor extremadamente elevado que resulta poco plausible. Los valores estimados tanto de la ganancia a largo plazo como del retardo medio también son excesivamente altos (en valor absoluto), además de no significativamente distintos de cero. En la *ccf* se detecta algo más de estructura de relación.

En los *residuos intermedios (1)* destaca un incidente anómalo en I/86 ($-3.1 \hat{\sigma}_a$) que se modeliza mediante una rampa. Con la incorporación de esta variable, en la *ccf* (no presentada) se hace más evidente que hay estructura de relación adicional.

Secuencialmente se incorporan parámetros MA. De nuevo, el valor estimado del parámetro MA en el retardo cero no difiere significativamente de -1.00 . Se observa que a medida que aumenta el orden de la estructura MA: (1) el valor estimado del parámetro AR(1) decrece, aunque en ningún caso es menor a $.98$, y (2) la ganancia a largo plazo y el retardo medio estimados, aunque elevados, se reducen en valor absoluto considerablemente.

El resultado de este proceso se resume en el modelo *Intermedio (2)*. La función de transferencia de relación tiene estructura MA(7) y AR(1). Este modelo, al igual que el *Intermedio (1)*, es de baja calidad. El parámetro MA asociado al retardo 0 no es significativamente distinto de -1.00 , indicando de nuevo que probablemente el tiempo muerto es de dos periodos. Los parámetros MA entre los retardos 3 y 7 se estiman no significativamente distintos de cero. El parámetro AR(1) estimado sigue muy alto. La ganancia a largo plazo y el retardo medio estimados, aunque muy inferiores en valor absoluto con respecto a los del primer modelo presentado, se estiman con escasa precisión. En la *ccf intermedia (2)* parece detectarse estructura adicional.

En el gráfico de *residuos intermedios (2)* destacan las observaciones de IV/94 ($2.1 \hat{\sigma}_a$) y I/95 ($3.1 \hat{\sigma}_a$), que se modelizan mediante rampas. La *ccf* todavía evidencia estructura de relación. Se añade un parámetro MA.

El resultado de estimación de tal especificación se resume en el modelo *final*, en el que el tiempo muerto está restringido a ser de dos periodos. A excepción del parámetro MA asociado al retardo cero, los parámetros MA son muy pequeños, algunos individualmente significativamente distintos de cero y otros no. Este es un caso de sobreparametrización consciente; véase el caso de *lnPC* (Sección 6.4.6) para comentarios más detallados acerca de un caso aún más extremo en el mismo sentido. El parámetro AR(1) estimado, aunque elevado, es el de menor tamaño de entre todas las estimaciones efectuadas. No se detectan signos de mala especificación en el modelo. Al igual que en casos anteriores se efectúan experimentos de sobreajuste que no consiguen mejorar la

representación de $\ln P_t / MI_{t-2}$ vs $\nabla \ln MI_{t-2}$.

El modelo del ruido no contiene el parámetro μ en ninguno de los casos, porque desde el comienzo del análisis, se estima en no significativamente distinto de cero. Este resultado implica que a largo plazo, el Índice General de Precios Industriales crece a la misma tasa que MI . Las rampas en este modelo suponen cambios implícitos en μ . Entonces μ es, de hecho, cero solamente para fechas anteriores a I/86, cuando baja al valor de -2.4% , que se mantiene hasta III/94, cuando ocurren aumentos en IV/94 y I/95, que dejan el valor estimado de μ en $-.64\%$.

Los parámetros estimados de la estacionalidad determinista en el modelo *final* difieren individualmente de los parámetros correspondientes de $\ln MI_{t-2}$, aunque se presentan altas correlaciones entre los primeros y los segundos. Es decir, la estacionalidad de $\ln P$ no se debe exclusivamente a la de $\ln MI$.

El contraste de la HNM no rechaza la hipótesis. El valor del estadístico de contraste es 1.33.

En el modelo *final*, el valor estimado de la ganancia a largo plazo indica que un aumento de 1% en $\nabla \ln MI$ supone un aumento a largo plazo de los saldos reales monetarios en términos de producto industrial de un 15% . El retardo medio de esta respuesta se estima en tres años y medio, aunque con poca precisión. Los gráficos de *irf* y *srf* de $\ln P_t / MI_{t-2}$ vs $\nabla \ln MI_t$ representan los resultados estadísticos descritos.

También se incluyen los gráficos de la *irf* y *srf* que representan la relación entre $\ln P$ y $\ln MI$. La *irf* estimada presenta valores negativos en los retardos 3 y 5, aunque estos no son significativamente distintos de cero. En consecuencia, la *srf* es monótona creciente a partir del sexto retardo, y esencialmente monótona no decreciente en general. Resulta evidente que esta muestra no permite evaluar con precisión las respuestas a corto plazo de $\ln P$ vs $\ln MI$, excepto la respuesta fuerte a los seis meses.

El modelo de transferencia supone una reducción de la varianza residual del 71% en relación al modelo univariante de $\ln P$, 9% de la cual se debe a los tres parámetros de

intervención y el 62% restante a $\ln MI$. El proceso estocástico residual es $I(1)$ en vez de $I(2)$ como resultado de la relación de cointegración detectada entre $\ln P$ y $\ln MI$ (Sección 6.3.3).

6.4.6 Precios de Consumo: $\ln PC$

Al igual que en los dos últimos análisis, la *ccf* inicial se construye bajo el supuesto de que el tiempo muerto de la respuesta del output $\ln PC_t / MI_{t-1}$ es de un periodo. El gráfico de *ccf*, indica que la respuesta es negativa y muy lenta. La función de transferencia de relación que inicialmente se especifica tiene estructura $MA(4)$ y $AR(1)$. Este modelo *intermedio* estimado es de baja calidad. El parámetro $MA(0)$ parece distinto de -1.00 . Los parámetros MA de los retardos 1, 2 y 4 se estiman no significativamente distintos de cero y el parámetro $AR(1)$ estimado tiene un valor excesivamente elevado. La ganancia a largo plazo y el retardo medio son estimados con poca precisión y sus valores son también, en valor absoluto, excesivamente altos. En la *ccf* se detecta estructura de relación adicional.

Secuencialmente se incorporan parámetros MA a la función de transferencia de relación. En todos los casos se observa que el parámetro $AR(1)$ estimado de esta función decrece a medida que el orden del polinomio MA es superior. Los valores estimados de la ganancia a largo plazo (en valor absoluto) y del retardo medio también se reducen.

El proceso de reformulación se detiene cuando la *ccf* no evidencia estructura adicional. En ese caso, la función de transferencia de relación está compuesta por un $MA(9)$ y un $AR(1)$:

$$\hat{v}(B) = - \frac{\begin{matrix} (.03) & (.037) & (.034) & (.04) & (.035) & (.037) & (.034) & (.037) & (.037) & (.04) \\ .90 & -.013B & +.038B^2 & +.15B^3 & -.038B^4 & +.015B^5 & +.001B^6 & +.019B^7 & +.089B^8 & +.11B^9 \end{matrix}}{1 - .94B}$$

$$\hat{g} = -22.9(3.9) \quad \bar{l} = 18.9(4.3)$$

Obsérvese que el parámetro MA del retardo cero es significativamente distinto de -1.00, lo que indica que el tiempo muerto está bien especificado en un periodo. Los parámetros MA de los retardos 1, 5, 6 y 7 son claramente no significativamente distintos de cero. El parámetro AR(1) estimado es inferior al del valor estimado en el modelo *intermedio*. Los valores estimados de la ganancia a largo plazo (en valor absoluto) y del retardo medio, también se reducen de manera importante.

A continuación se efectúan experimentos de sobreajuste con un resultado positivo. Secuencialmente se añaden parámetros MA en la función de transferencia de relación hasta alcanzar un MA(13). Los parámetros MA estimados de los retardos 10, 11 y 12 son no significativamente distintos de cero, pero el parámetro del retardo 13 resulta muy significativamente diferente de cero. En todos los casos la situación de estimación está bien definida. Sin embargo, la incorporación de parámetros MA con retardos superiores al 13 resulta computacionalmente inviable (componentes de gradiente distintos de cero o correlaciones altas entre parámetros estimados).

Este modelo *final* es un ejemplo de sobreparametrización consciente con el que se puede modelizar una respuesta muy lenta. La función de transferencia de relación estimada contiene 14 parámetros MA, de los cuales 8 son, de forma individual, claramente no significativamente distintos de cero (en retardos 1, 2, 4, 5, 6, 7, 10 y 12) aunque 5 son claramente distintos de cero (en retardos 0, 3, 8, 9 y 13) y 1 (retardo 11) es significativamente distinto de cero al 90% de confianza. Sin embargo, con este modelo se consiguen algunos resultados útiles. Se aprecia con claridad que el tiempo muerto es de un periodo. El parámetro AR(1) estimado está muy alejado de la unidad y es inferior a cualquier valor anteriormente estimado. Tanto la ganancia a largo plazo como el retardo medio se estiman con precisión relativamente alta y tienen valores plausibles. El retardo medio estimado es de aproximadamente tres años.

Un analista interesado en obtener una parametrización escueta de la relación puede suprimir los parámetros MA de los retardos 1, 2, 4, 5, 6, 7, 10, 11 y 12. La estimación

del modelo restringido no se presenta aquí. Se observa que los cambios que experimentan los parámetros restantes apenas son significativos, pero que tanto la ganancia a largo plazo como el retardo medio estimados, aumentan significativamente (en valor absoluto). Se trata de una respuesta lenta y una muestra suficientemente breve para que resulte imposible estimar con precisión las respuestas a corto plazo, aunque el empleo de la sobreparametrización en parámetros MA permite estimar la respuesta a largo plazo con bastante precisión.

En la *ccf* residual no hay ninguna evidencia de estructura. En la *acf* destacan los valores de los retardos 8 y 12. Son debidos a distorsión negativa entre las observaciones III/87 y III/89, y III/89 y III/91 en el retardo 8, y II/89 y II/92 en el retardo 12.

Los parámetros estimados de la estacionalidad determinista en el modelo *final* difieren individualmente de los parámetros correspondientes de $\ln MI_{t-1}$, aunque se presentan altas correlaciones entre los primeros y los segundos. Es decir, la estacionalidad de $\ln PC$ no se debe exclusivamente a la de $\ln MI$.

El contraste de la HNM se efectúa sobre el modelo cuya función de transferencia de relación, anteriormente presentada, contiene un MA(9) y un AR(1), y con *ccf* sin evidencia de estructura. El valor del estadístico de contraste es .38, por lo que no se rechaza la hipótesis. Dicho contraste no puede ser llevado a cabo en el modelo *final* por producirse indefinición en la situación de estimación.

En el modelo *final*, el valor estimado de la ganancia a largo plazo indica que si $\nabla \ln MI$ aumenta en un 1% entonces el nivel de los saldos reales monetarios en términos de consumo aumentan a largo plazo en un 17%. El retardo medio estimado de la respuesta es de 13 trimestres. Los gráficos de *irf* y *srif* de $\ln PC_t / MI_{t-1}$ vs $\nabla \ln MI_t$ representan los resultados descritos.

También se incluyen los gráficos de *irf* y *srif* que representan la relación entre $\ln PC$ y $\ln MI$. La *srif* es monótona creciente a partir del retardo 14, pero los valores negativos en los retardos 4, 9, 10 y 14 de la *irf* hacen que no sea globalmente monótona.

Esta no monotonicidad de la *srf* refleja las mismas dificultades en estimar las respuestas a corto plazo comentadas anteriormente.

Por último, cabe destacar que el modelo de transferencia reduce la varianza residual en un 64% en relación al modelo univariante de $\ln PC$. Además, el proceso estocástico residual es $I(1)$ en vez de $I(2)$ como resultado de la relación de cointegración detectada entre $\ln PC$ y $\ln MI$ (Sección 6.3.3).

6.5 Evidencia de Relaciones entre Variables Industriales Depuradas de Efectos de $\ln MI$

En esta sección se estudian evidencias de relaciones entre las variables output de los modelos de transferencia descritos en la sección anterior depuradas de los efectos del input en dichos modelos. Los análisis de transferencia resuelven algunas de las dificultades señaladas en la Sección 6.2. En primer lugar, tales variables depuradas de los efectos del dinero son necesariamente variables reales. Esto quiere decir que, sean como sean las relaciones entre ellas, la ilusión monetaria a largo plazo se excluye. En segundo lugar, tras los análisis de relación con $\ln MI$, todas las variables (depuradas de los efectos del dinero), resultan $I(1)$. Las correlaciones entre residuos reflejan solamente relaciones posibles entre los niveles de las variables, lo que facilita interpretaciones más acordes con nociones existentes de Teoría Económica.

La información que proporcionan los gráficos de las *ccf* del Apéndice G.6.2 se describe a continuación. Se detecta correlación positiva contemporánea y bidireccional retardada muy débil entre $\ln Q$ y $\ln E$, y entre $\ln Q$ y U . Se observa dependencia positiva de $\ln E$ sobre el pasado de U . Estas correlaciones parecen indicar que un aumento en la producción se asocia con un uso del capital más intensivo junto con un aumento del empleo y viceversa, características muy plausibles tanto de la tecnología como del comportamiento económico.

El lector puede comprobar que se presentan muy pocas evidencias de otras

relaciones entre estas variables depuradas. Se detectan algunas correlaciones, nunca muy grandes y muchas veces de interpretación económica cuestionable. Esto no quiere decir que no existan relaciones, pero indica que la investigación para profundizar en ellas puede ser especialmente difícil. Las *ccf* no son más que una herramienta de especificación empírica. Es útil apreciar que no se perciben relaciones fuertes y por esta razón se presentan. Pero pueden reflejar distorsiones debidas a valores extremos. Un análisis a fondo requiere la estimación eficiente de modelos de relación paramétricos específicos, modelos difíciles de parametrizar por la ausencia de evidencias claras en estas *ccf*.

Parece que estas *ccf* fundamentan una conclusión provisional y prudente: no se perciben relaciones fuertes entre las variables industriales depuradas de los efectos de *MI*.

6.6 Conclusiones

En primer lugar, cabe destacar que, mediante un sencillo análisis univariante, se detectan tres relaciones de cointegración $CI(2,1)$ entre las variables nominales $\ln S$, $\ln P$, $\ln PC$ y $\ln MI$, descritas, cada una de ellas, por un vector de cointegración $(1,-1)$. Como consecuencia, los ratios $\ln(S/P)$, $\ln(S/PC)$ y $\ln(P/PC)$ también son $I(1)$. Estos resultados parecen contradecir los obtenidos en el Apéndice E.3, donde brevemente se describe que los análisis univariantes de estas últimas variables ratio indican que son $I(2)$. La introducción de los efectos de la variable $\ln MI$ permite detectar cointegración entre $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$. Este resultado, aunque imposible en muestras infinitas (teóricas), es factible en la muestra efectiva de estos análisis.

En los modelos de transferencia finales de un sólo output, todos los procesos de ruido parecen $I(1)$. Este resultado es novedoso con respecto a los resultados de los análisis univariantes de las variables $\ln E$, $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$. En el caso de $\ln E$, se trata de un resultado paradójico: el análisis univariante de esta variable indica claramente que es $I(2)$ y sin embargo, cuando se construye un modelo de transferencia que emplea como input $\nabla \ln MI$, se descubre que la variable $\ln E$ es seguramente $I(1)$. Esta paradoja

también, aunque imposible en teoría, es factible en la práctica con muestras finitas. Además, desde el punto de vista de la Teoría Económica, facilita la comprensión e interpretación de las posibles relaciones con los niveles de otras variables económicas con igual orden de integración (i.e. $\ln Q$ y U). En el caso de las variables nominales $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$, el ruido de los modelos de transferencia es $I(1)$, puesto que se detecta un factor común no estacionario en $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$ que se identifica con $\ln MI$.

Los resultados de las secciones anteriores indican que un aumento de un 1% de la tasa de expansión monetaria ($\nabla \ln MI$), estimula a largo plazo los niveles de la producción ($\ln Q$), el empleo ($\ln E$), el uso del capital (U), los saldos reales monetarios en términos de empleo ($\ln MI_{t-2}/S_t$), de producción industrial ($\ln MI_{t-2}/P_t$) y de consumo ($\ln MI_{t-2}/PC_t$), en un 3.1%, 5.5%, 1.8%, 5.9%, 15.3% y 15.9%, respectivamente, aunque también aumenta las tasas de inflación $\nabla \ln S$, $\nabla \ln P$ y $\nabla \ln PC$ en un 1% a largo plazo. Se deduce que, cuando $\nabla \ln MI$ aumenta en un 1%, la productividad media del factor trabajo ($\ln Q/E$) decrece a largo plazo en un 2.4%, el salario real en términos de producto industrial ($\ln S/P$) aumenta en un 9.4%, en términos de consumo ($\ln S/PC$) aumenta en un 10%, la proporción del valor del output industrial que supone la masa salarial ($\ln[(S)(E)/(P)(Q)]$) aumenta en un 11.8% y el ratio de precios industriales en relación a los precios de consumo no industriales ($\ln(P/PC)$), no sufre cambios.

Se observa que las respuestas con retardo medio más bajo son las de $\ln Q$ y U con un año, seguidas de la de $\ln E$ con siete trimestres y la de $\ln S$ con dos años. Las respuestas más lentas son las de $\ln P$ y $\ln PC$, ambas con retardos medios estimados entorno a los cuatro años.

Resulta relativamente sencillo calibrar las respuestas a corto plazo de las variables $\ln Q$, $\ln E$, U y $\ln S$ en esta muestra. La lentitud de las respuestas de $\ln P$ y $\ln PC$ dificulta la estimación de los efectos a corto plazo. Esta dificultad es patente en el signo negativo de algunos valores estimados de la *irf* en el caso de $\ln P$ y, de manera más destacada, en el caso de $\ln PC$. Aún a pesar de estas dificultades y matizaciones, puede

afirmarse que, en general, se encuentra evidencia de monotonidad en todas las respuestas.

Si se considera el comportamiento de las variables cuando $\nabla \ln MI$ es constante, la tasa de variación anual a largo plazo de $\ln Q$ se estima en 2%, la de $\ln E$ en cero, la de $\ln S$ en 5.7% antes de I/87 y en 3.1% después de esta fecha, la de $\ln PC$ en -1.9% y la de $\ln P$ en cero antes de I/86, en -2.4% entre I/86 y III/94, en -1.4% en IV/94 y en -.64% a partir de I/95. Bajo las mismas condiciones, la variación a largo plazo de U se estima en cero.

Las desviaciones típicas residuales son muy semejantes en los casos de $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$: .31%, .38% y .32%, respectivamente. Estos valores son aproximadamente la mitad de la desviación típica residual de $\ln E$ (.67%) y la quinta parte de la de $\ln Q$ (1.8%).

Los modelos de transferencia reducen considerablemente las varianzas residuales en relación a los modelos univariantes respectivos: 44% en $\ln Q$, 53% en $\ln E$, 23% en U , 37% en $\ln S$, 62% en $\ln P$ y 64% en $\ln PC$.

Estos modelos de transferencia se especifican y estiman bajo la Hipótesis de Neutralidad Monetaria (HNM). En cada modelo final se contrasta esta hipótesis y el contraste de razón de verosimilitudes no rechaza la HNM en ningún caso.

Una vez que las variables output son depuradas de los efectos del dinero, se obtienen variables necesariamente reales, por lo que relaciones entre ellas excluyen la ilusión monetaria. Además, teniendo en cuenta que todas ellas resultan $I(1)$, es más fácil la interpretación de relaciones posibles entre sus niveles desde el punto de vista de la Teoría Económica.

Mediante los gráficos de *ccf* entre los residuos de los modelos de transferencia, se buscan evidencias de relaciones. Las correlaciones detectadas entre $\ln E$ y $\ln Q$, entre $\ln Q$ y U , y entre $\ln E$ y U , parecen indicar que un aumento en la producción se asocia con un uso del capital más intensivo y un aumento del empleo, y viceversa. En las *ccf*

restantes no se encuentran evidencias destacadas de relaciones o las halladas son de interpretación económica poco plausible. Aunque las *ccf* son herramientas de especificación empírica y la presencia de anómalos puede ocultar la relación entre variables, parece claro que no se perciben relaciones fuertes entre las variables industriales depuradas de los efectos de $\ln M1$.

Aunque los resultados de este capítulo parecen muy positivos, resulta evidente que queda un terreno amplio por explorar todavía. En el Capítulo 7 se comentan las direcciones de investigación que sugieren los presentes resultados.

APÉNDICE T.6.1

Tablas: Modelos Univariantes

En la Tabla 6.1.1 se resumen los resultados de estimación de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y de los MEG con intervención, asociados a las series analizadas en el Capítulo 6. Todos los parámetros estimados, a excepción de la desviación típica residual, van seguidos de su desviación típica estimada entre paréntesis.

La información diagnóstica de los modelos $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_4$ y MEG se recoge en la Tabla 6.1.2. La Tabla 6.1.3 resume valores anómalos e intervenciones de los modelos finales incluidos en la Tabla 6.1.2, además de los que se consideran reveladores para la búsqueda de hechos anómalos comunes entre series. En caso de intervención, el tipo se indica entre paréntesis junto a su valor cuantificado.

La notación de este apéndice es análoga a la empleada en el Apéndice T.3.

Tabla 6.1.2: *Resumen de la diagnosis de los residuos de los modelos ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)₄ y Modelos de Estacionalidad Generalizada estimados (MVE) con intervención*

MOD.VAR	$\bar{a}(\hat{\sigma}_a)$	Q(k)	RESIDUOS ANÓMALOS		
M2.Q	-.06% (.34%)	12.9(13)	II/86: 2.2	IV/92: -3.1	
M3.Q	-.02% (.34%)	10.3(14)	IV/85: 2.1	IV/92: -2.8	
M2.U	.04(.18)	11.7(15)	II/88: 2.0 IV/92: -2.3	III/92: -1.9	
M2.E	.00% (.14%)	9.7(14)	III/92: -1.8	IV/92: -2.1	
M1.S	-.042% (.057%)	10.0(13)	I/91: -2.0	III/94: -2.0	
M2.P	-.07% (.10%)	7.7(15)	III/84: -1.7 I/86: -2.7 I/91: -2.1	I/85: 2.3 II/86: 1.8	
M1.PC	.038% (.091%)	7.3(13)	III/85: -2.3 III/88: 2.6	I/87: -3.0	
M2.PC	-.010% (.076%)	6.2(13)	III/85: -2.5 III/88: 2.2	I/86: 1.9 III/89: 2.0	
M1.M1	-.06% (.28%)	13.5(13)	I/88: 1.8 II/90: 1.8 IV/92: -2.6	II/88: 2.0 II/92: -1.9	
M2.M1	-.06% (.26%)	13.4(13)	III/84: 2.6 IV/92: -2.0	II/90: 2.3	
M2.S/M1(-1)	-.03% (.28%)	10.0(14)	I/93: 2.1		
M2.S/M1(-2)	-.03% (.26%)	10.5(14)	I/85: -2.0	IV/88: -2.0	
M2.P/M1(-1)	-.08% (.31%)	5.1(13)	IV/84: -2.5 IV/90: 2.0	I/86: -2.8	
M3.P/M1(-1)	-.06% (.30%)	6.4(14)	I/86: -2.5	III/90: -2.0	
M2.P/M1(-2)	-.08% (.24%)	16.1(14)	II/93: 2.2		
M2.PC/M1(-1)	-.04% (.26%)	10.4(14)	IV/84: -2.5 I/93: 2.0	III/90: -2.1	

Tabla 6.1.3: Valores anómalos e intervenciones de los modelos univariantes estimados (MVE)

FECHA	Modelo. Variable										
	M2.Q	M2.U	M2.E	M1.S	M2.P	M2.PC	M2.M1	M2.S/M1(-2)	M2.P/M1(-2)	M2.PC/M1(-1)	
III/84					-1.7		2.6				
IV/84											-2.5
I/85					2.3			-2.0			
III/85						-2.5					
I/86					-2.7	1.9					
II/86	2.2				1.8						
I/87											
II/87			.024(S)								
II/88		2.0									
III/88											
IV/88						2.2			-2.0		
III/89						2.0					
II/90							2.3				
III/90											-2.1
I/91					-2.0	-2.1					
IV/91		-3.9(S)									
III/92		-1.9	-1.8								
IV/92	-3.1	-2.3	-2.1				-2.0				
I/93											2.0
II/93									2.2		
III/94					-2.0						

APÉNDICE G.6.1

Instrumentos Estadísticos y Gráficos: Análisis Univariantes

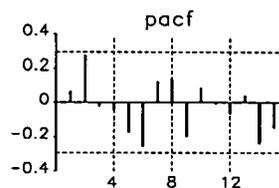
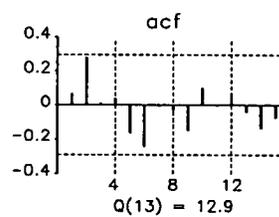
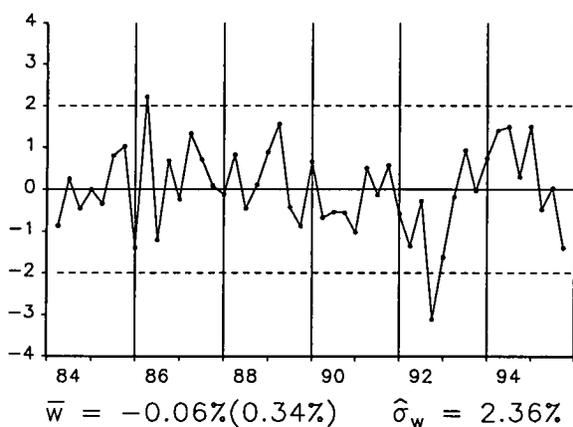
Los informes presentados en este apéndice contienen tanto los instrumentos gráficos y estadísticos de especificación inicial univariante de las series analizadas en el Capítulo 6 como los instrumentos de diagnóstico de sus modelos estimados. La información contenida en cada informe tiene interpretación análoga a la ofrecida en el Apéndice T.3.

Para el conjunto de series ya analizadas en el Capítulo 3 ($\ln Q$, $\ln E$, $\ln S$ y $\ln P$) únicamente se incluyen los instrumentos de diagnóstico de sus modelos estimados en la submuestra IV/83-IV/95. En el caso de $\ln P$, también se adjuntan los instrumentos de especificación inicial.

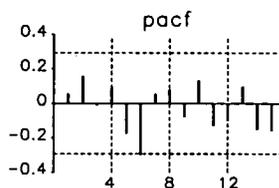
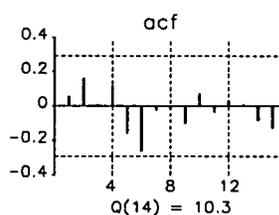
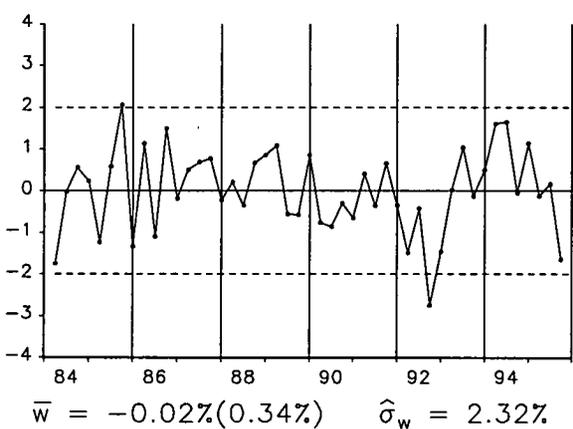
También se incluyen dos páginas que contienen los gráficos de las *ccf* bidireccionales de los residuos univariantes de los modelos M2.Q, M2.E, M2.U, M2.S, M2.P y M2.PC. Estos materiales se incorporan tras los instrumentos gráficos de análisis de la variable $\ln PC$. La interpretación de las *ccf* es semejante a la descrita en el Apéndice G.4.

A continuación se presentan los materiales de apoyo relativos a la Sección 6.3. Estos materiales corresponden a los análisis de las series: $M1$, $M2$, $M3$, ALP , $M2/M1$, $M3/M2$, $ALP/M3$, $S/M1$, $P/M1$ y $PC/M1$.

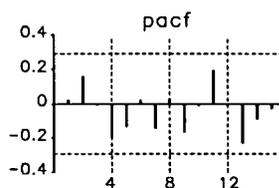
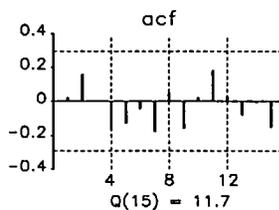
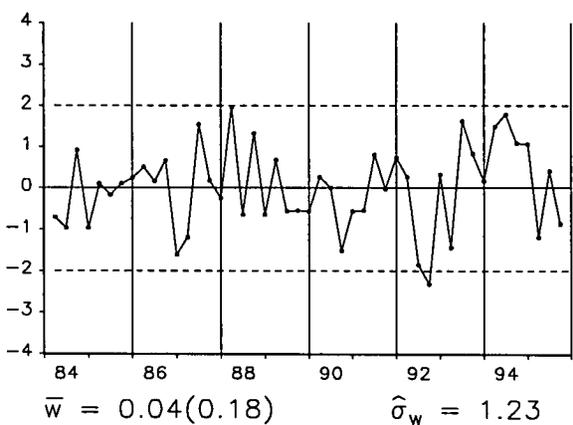
Residuos Modelo M2.Q



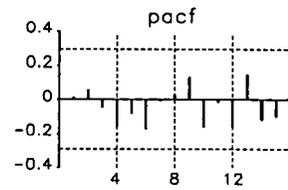
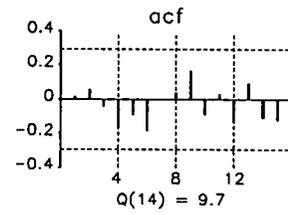
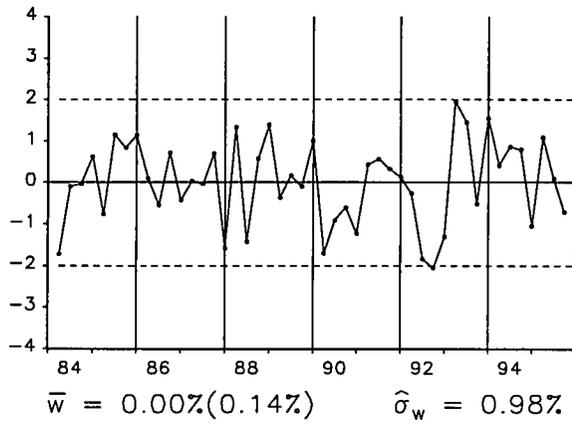
Residuos Modelo M3.Q



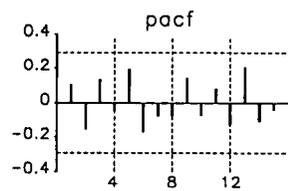
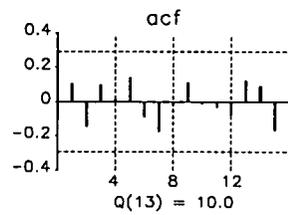
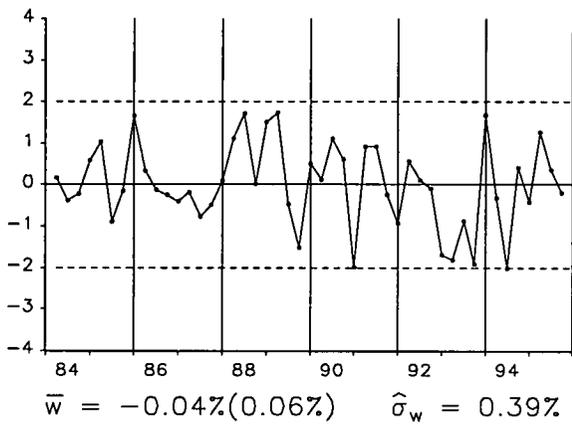
Residuos Modelo M2.U



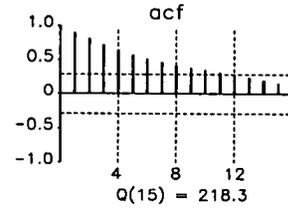
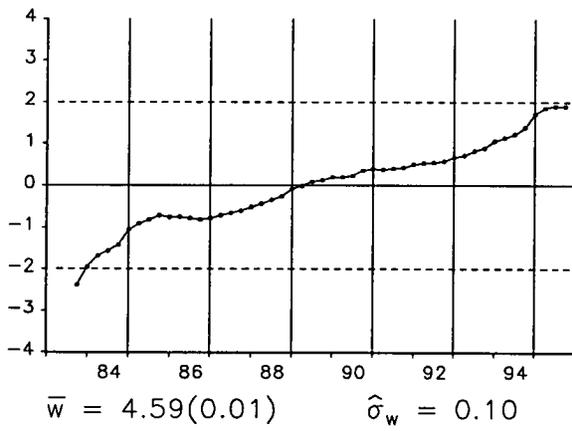
Residuos Modelo M2.E



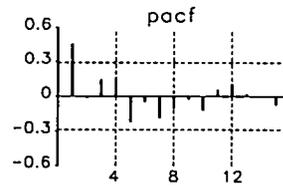
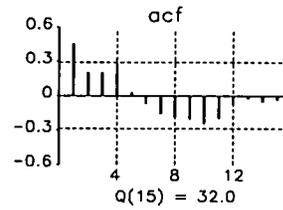
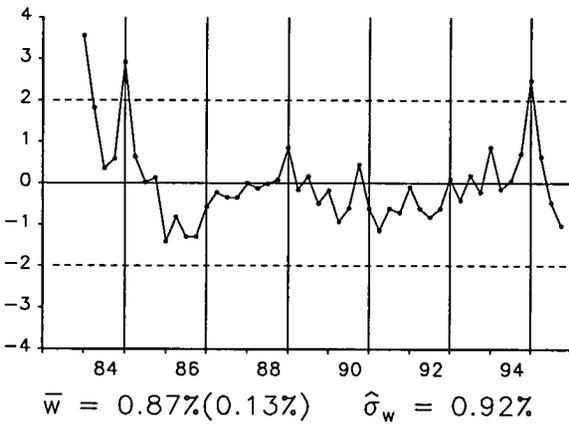
Residuos Modelo M1.S



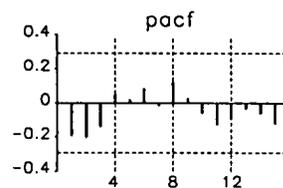
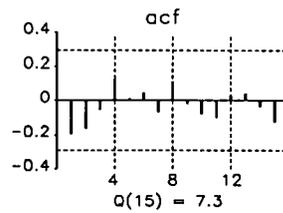
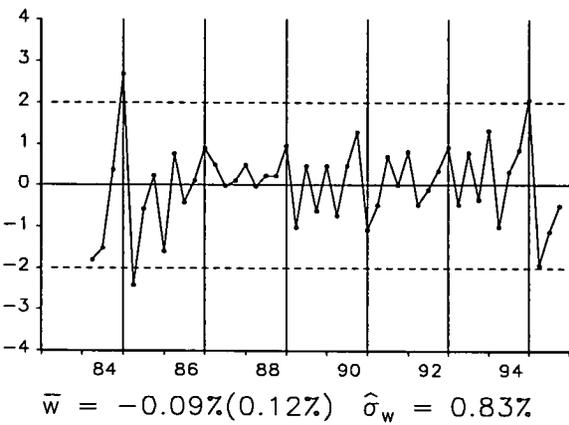
$\ln P_t$



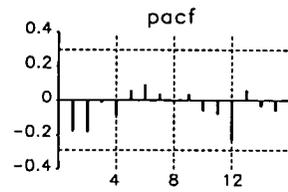
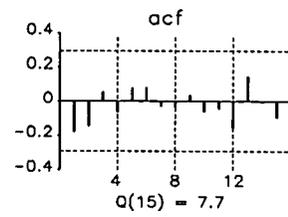
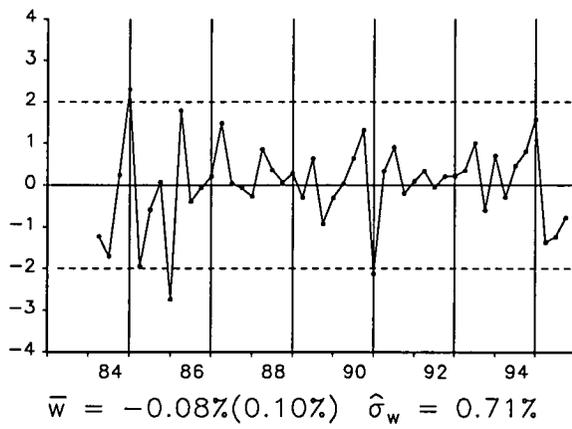
$\nabla \ln P_t$

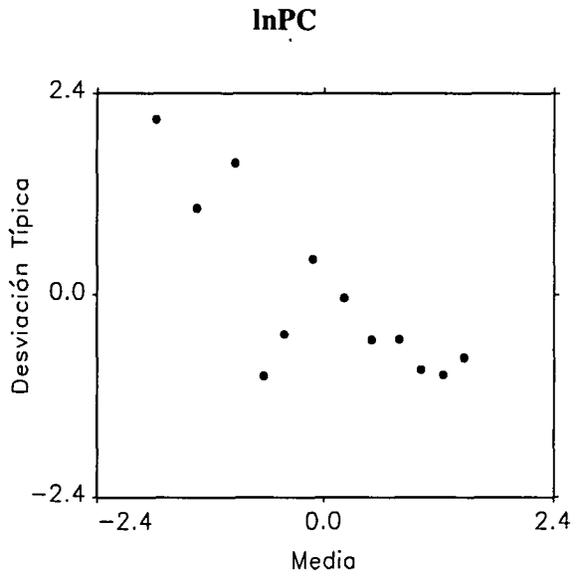
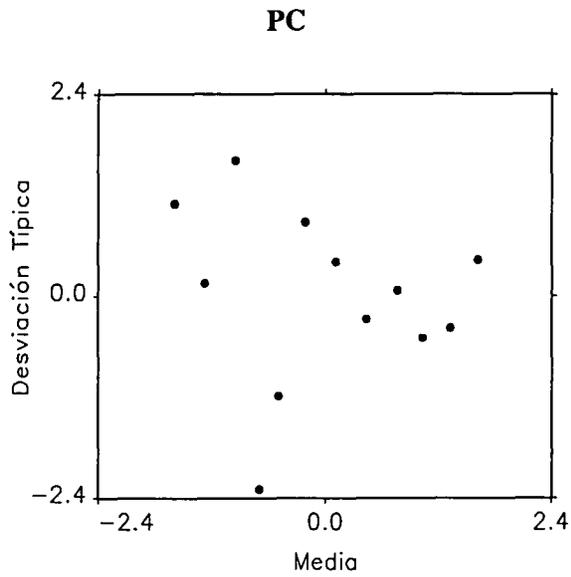


$\nabla^2 \ln P_t$

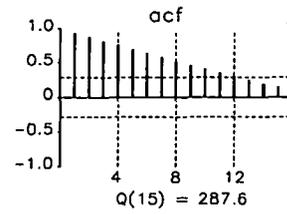
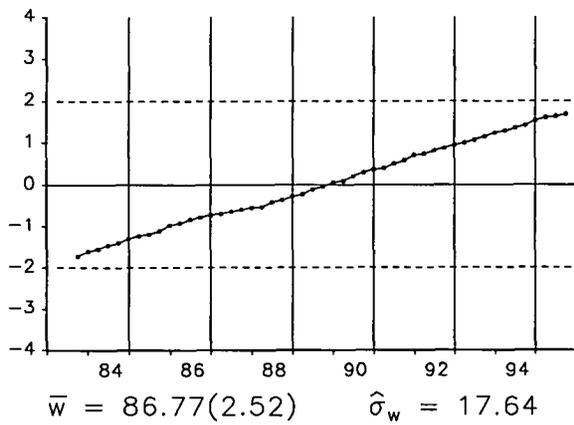


Residuos Modelo M2.P

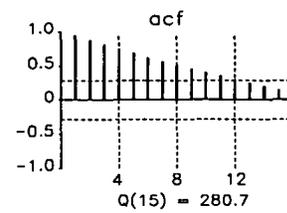
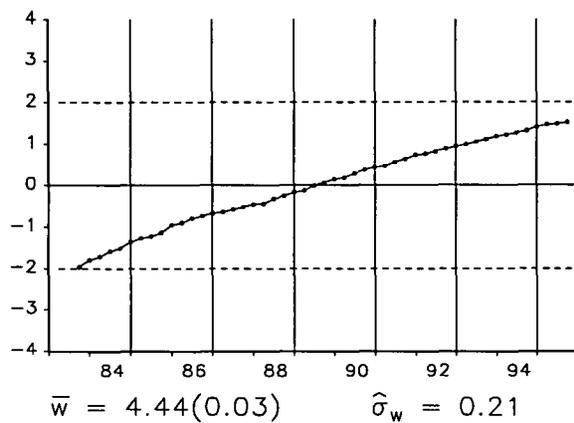




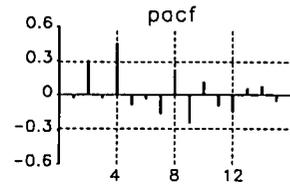
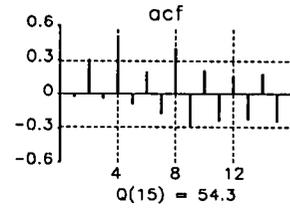
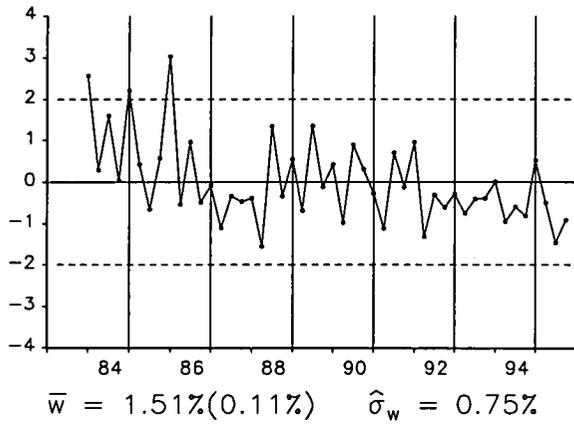
PC_t



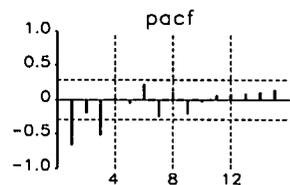
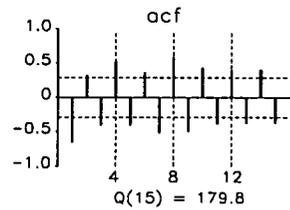
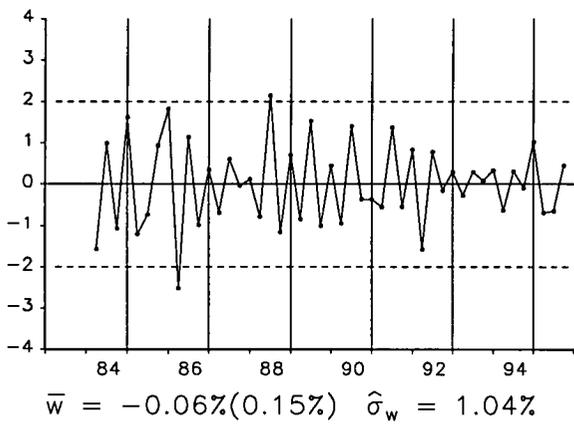
lnPC_t



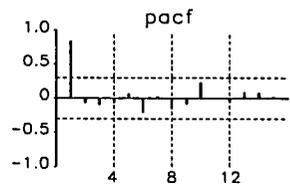
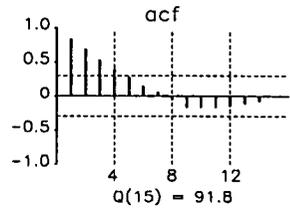
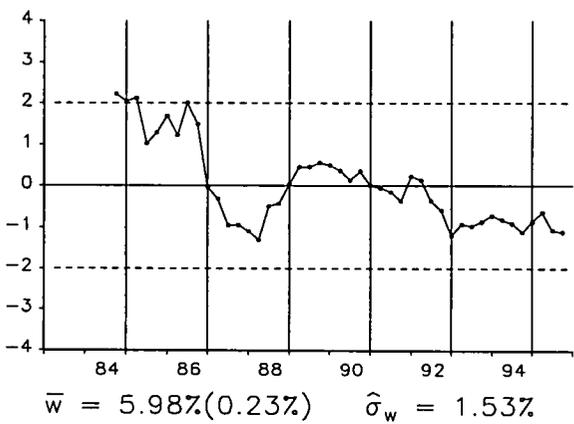
$\nabla \ln PC_t$



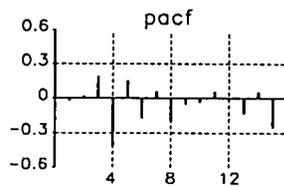
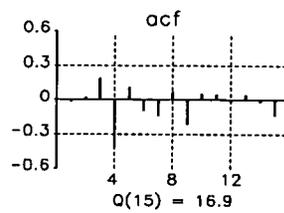
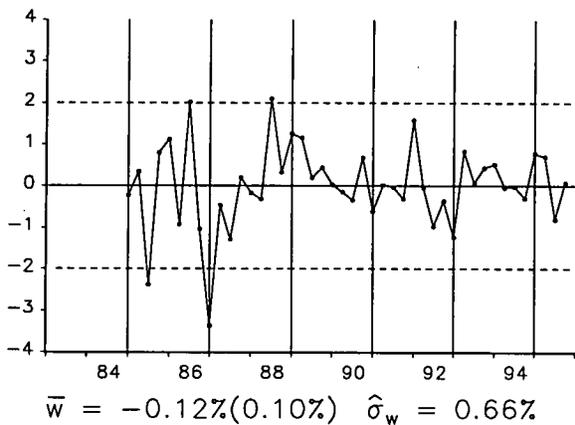
$\nabla^2 \ln PC_t$



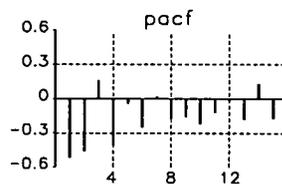
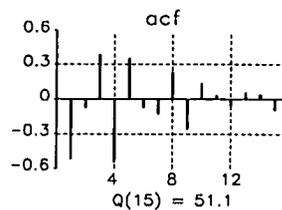
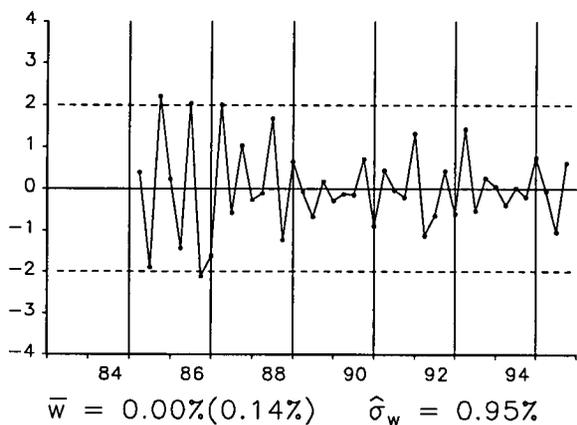
$\nabla_4 \ln PC_t$



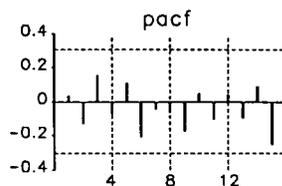
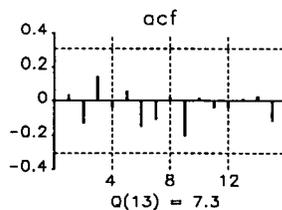
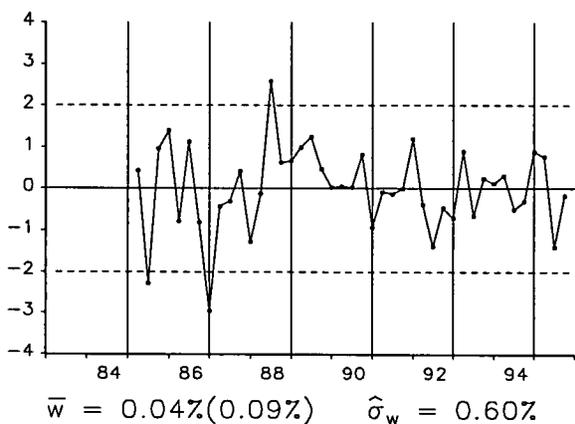
$\nabla\nabla_4 \ln PC_t$



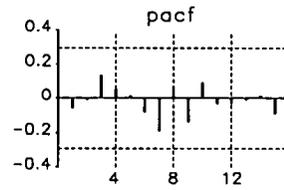
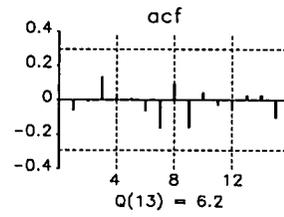
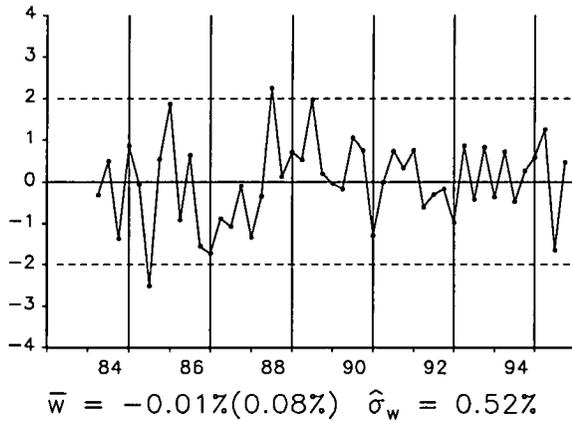
$\nabla^2 \nabla_4 \ln PC_t$



Residuos Modelo M1.PC

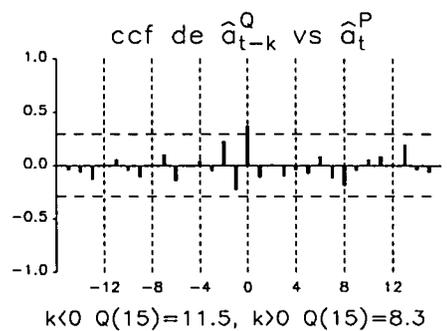
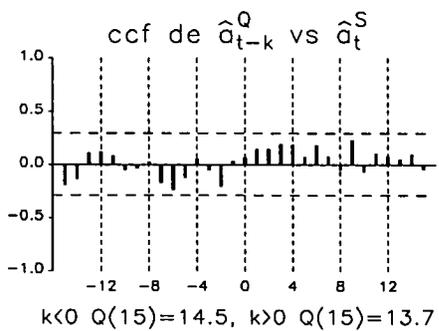
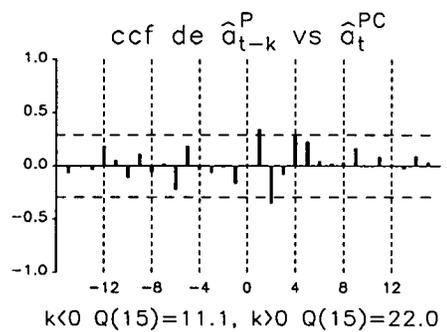
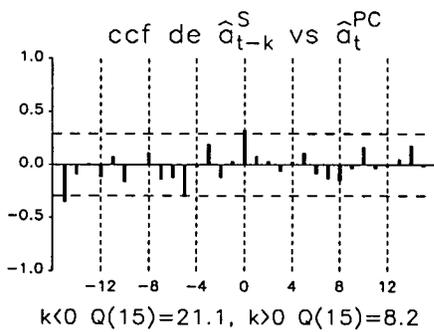
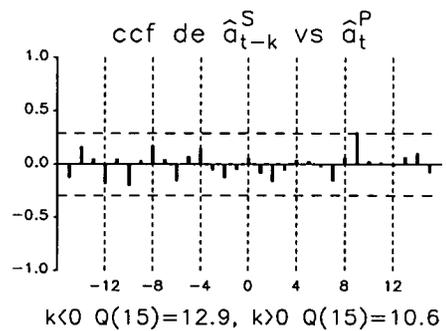
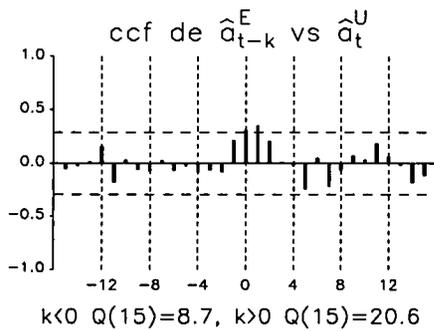
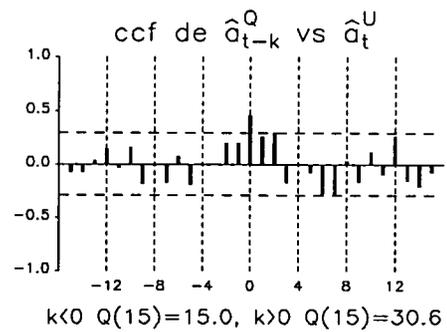
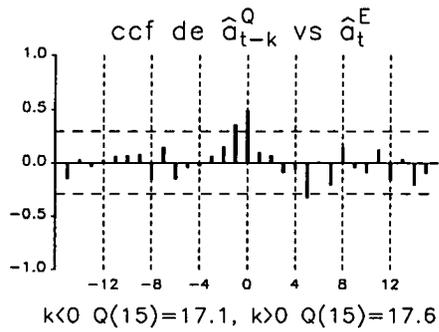


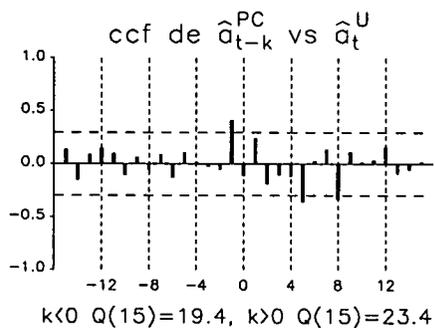
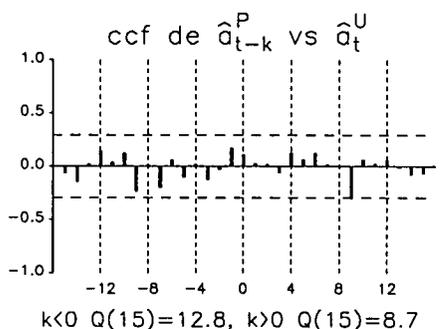
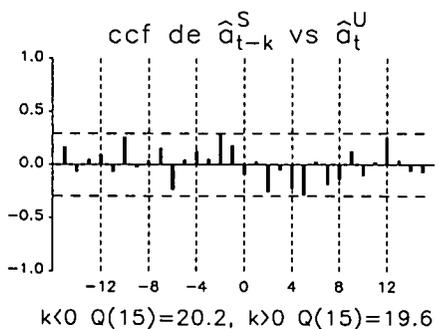
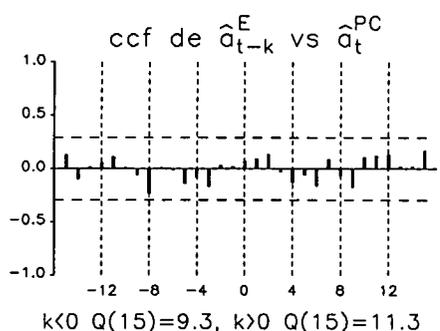
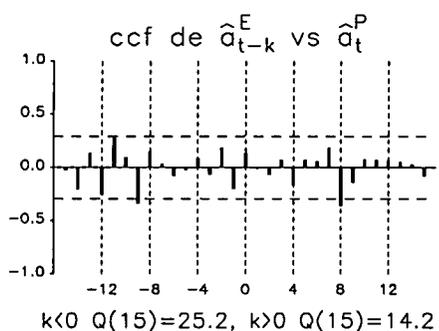
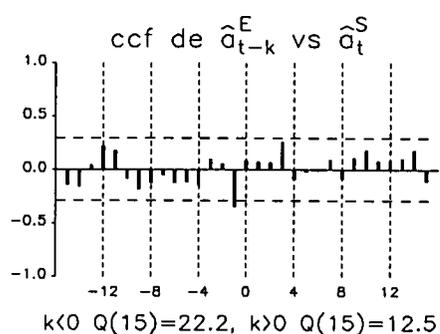
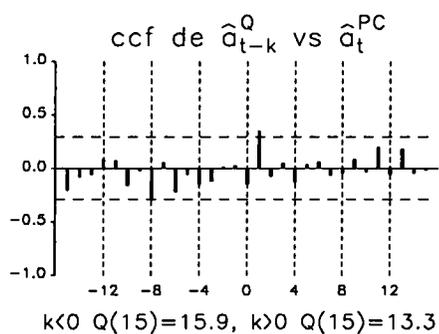
Residuos Modelo M2.PC

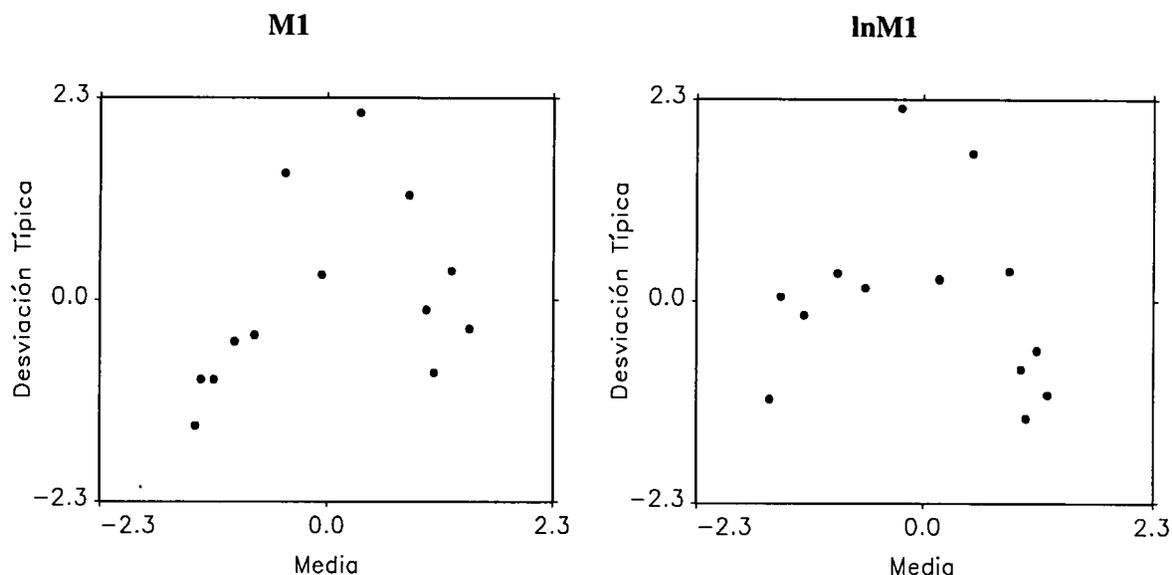


Funciones de correlación cruzada entre residuos univariantes:

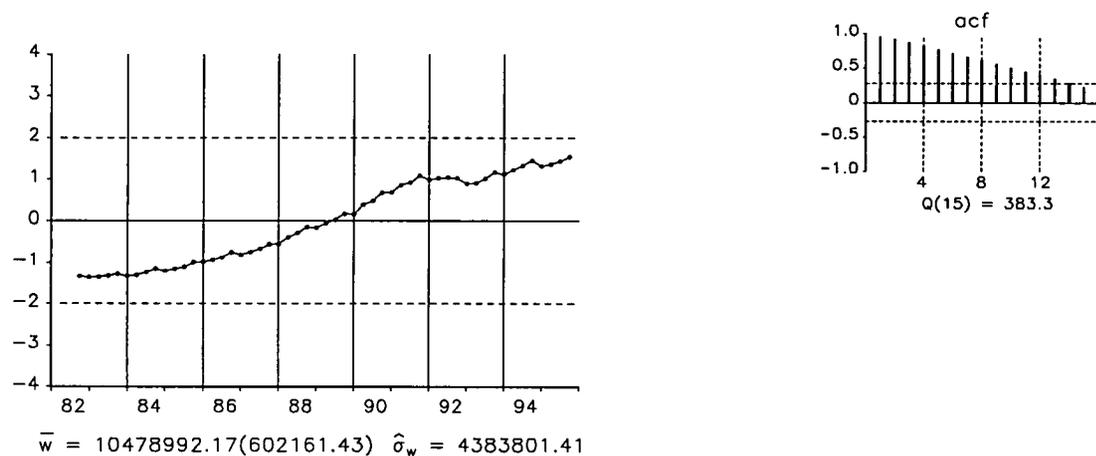
$\ln Q_t, \ln E_t, U_t, \ln S_t, \ln P_t$ y $\ln PC_t$



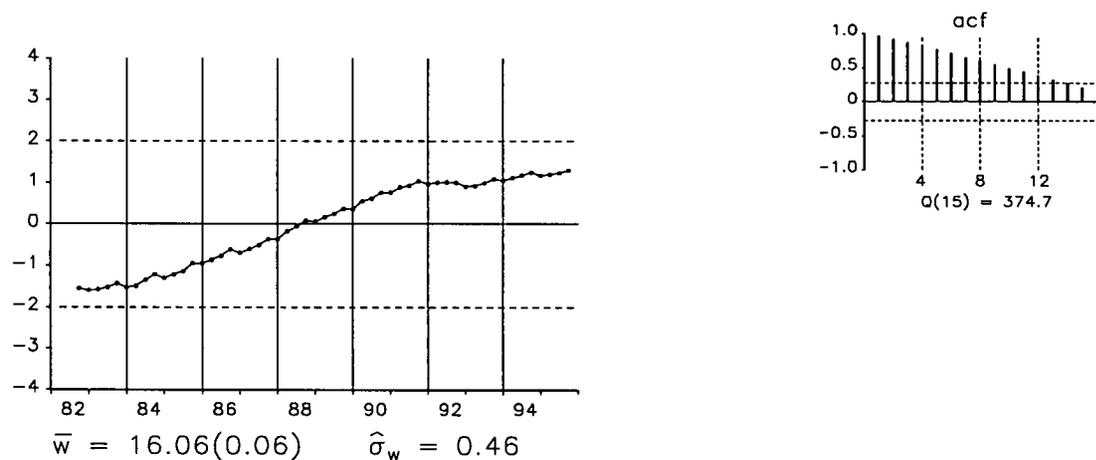




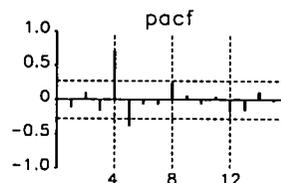
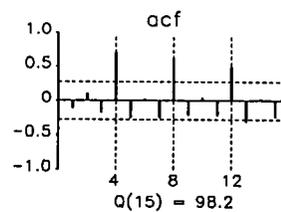
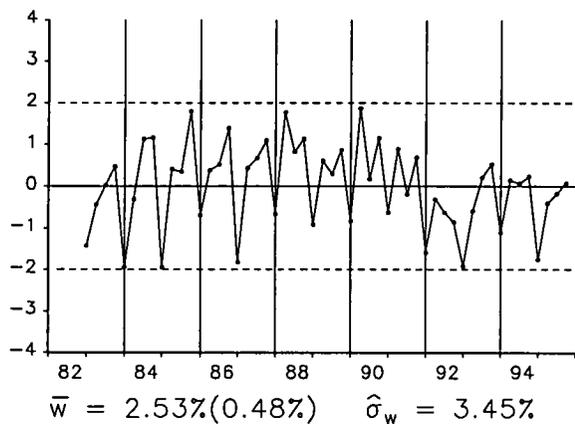
$M1_t$



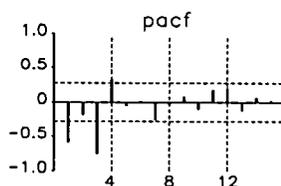
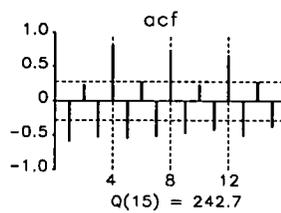
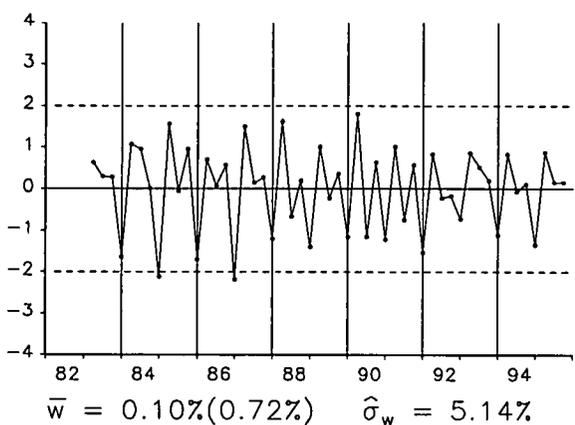
$\ln M1_t$



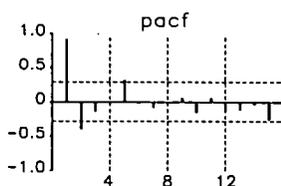
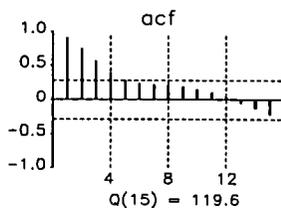
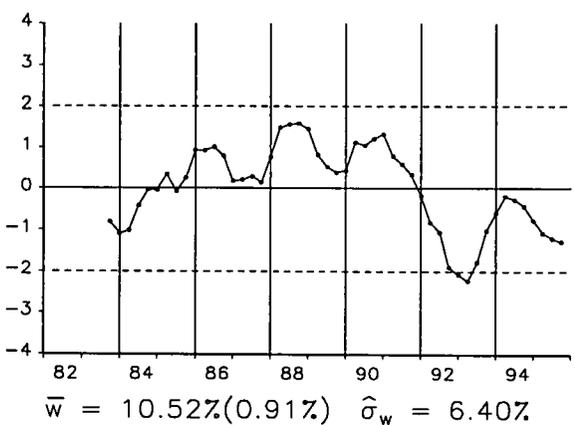
$\nabla \ln M1_t$



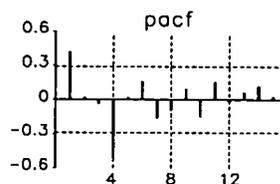
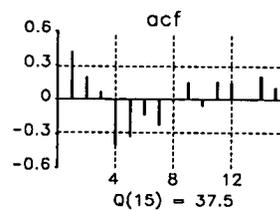
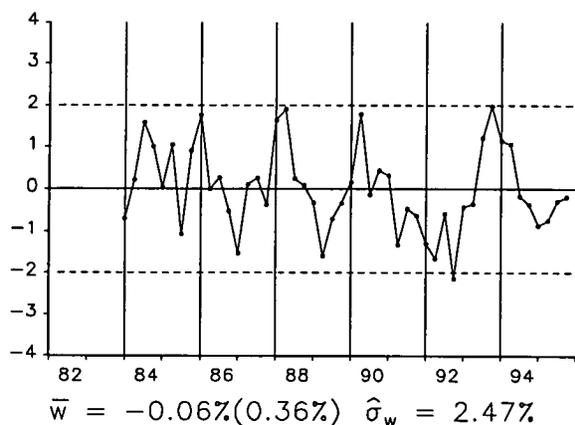
$\nabla^2 \ln M1_t$



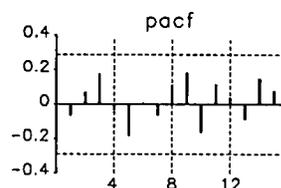
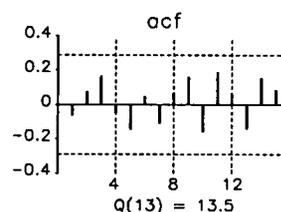
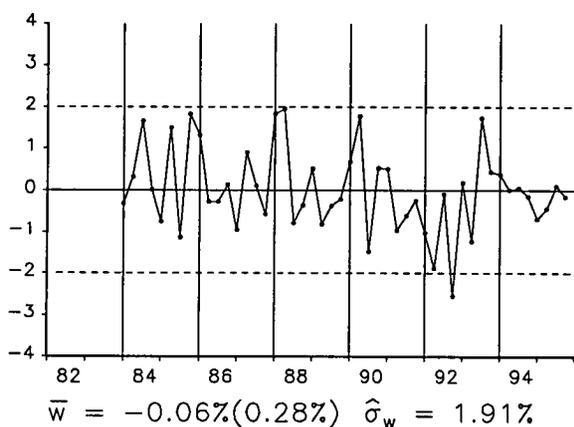
$\nabla_4 \ln M1_t$



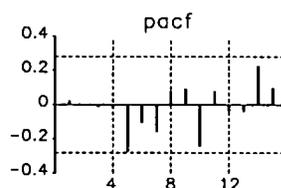
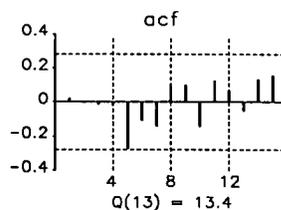
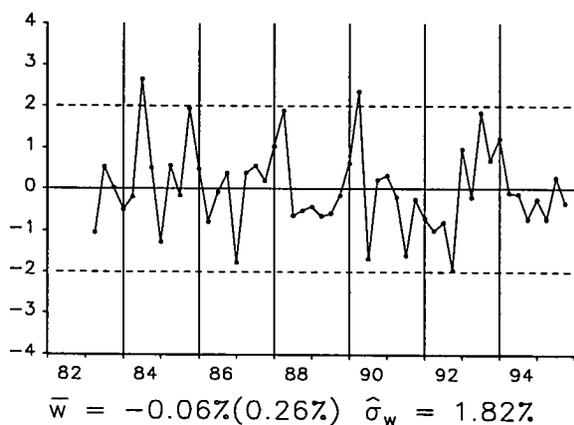
$\nabla\nabla_4 \ln M1_t$

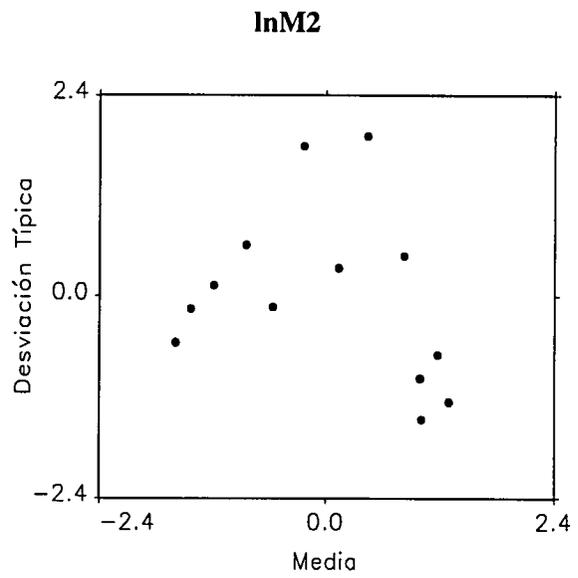
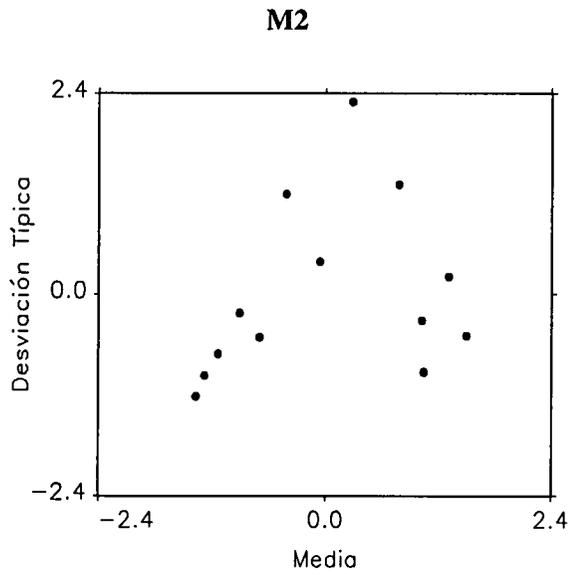


Residuos Modelo M1.M1

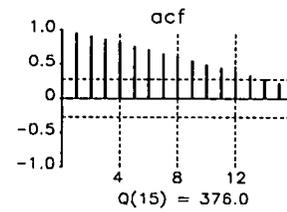
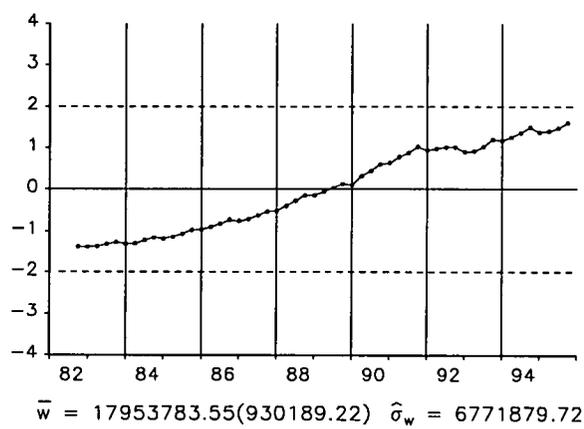


Residuos Modelo M2.M1

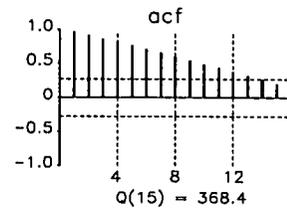
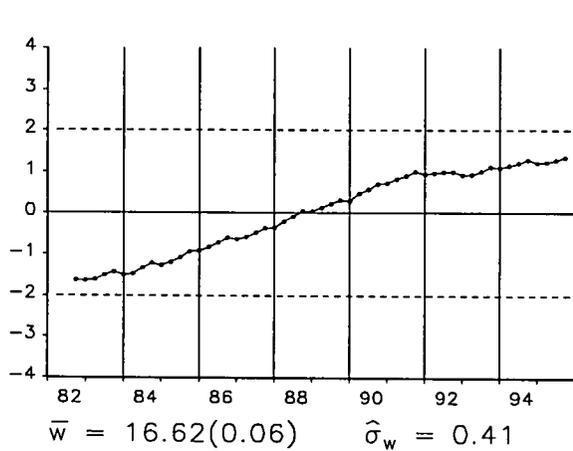




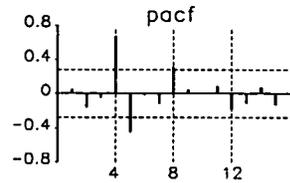
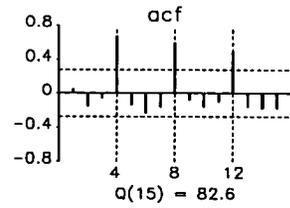
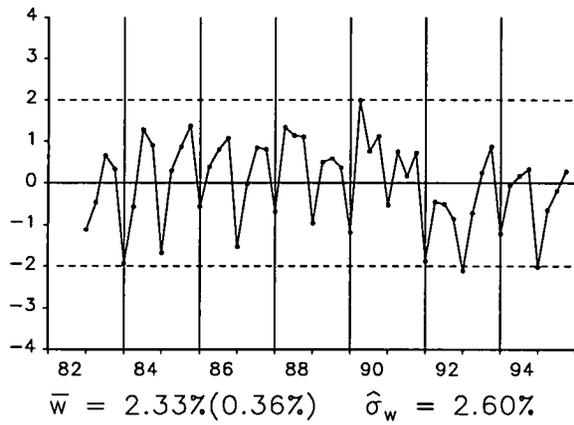
M2_t



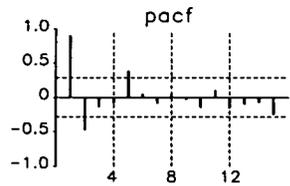
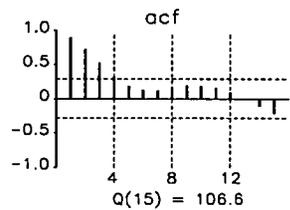
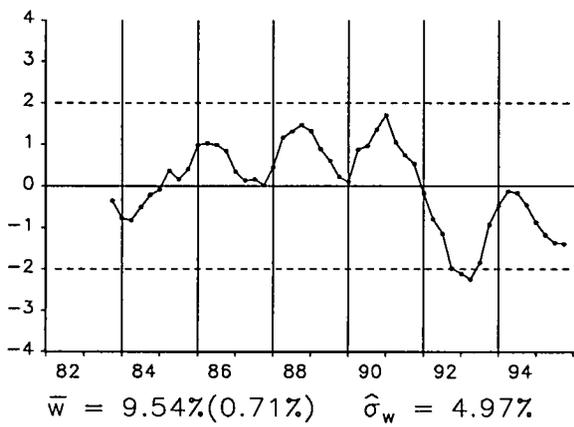
lnM2_t



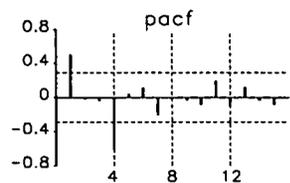
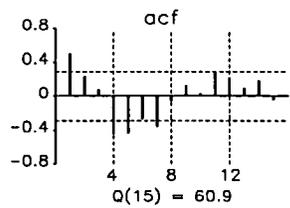
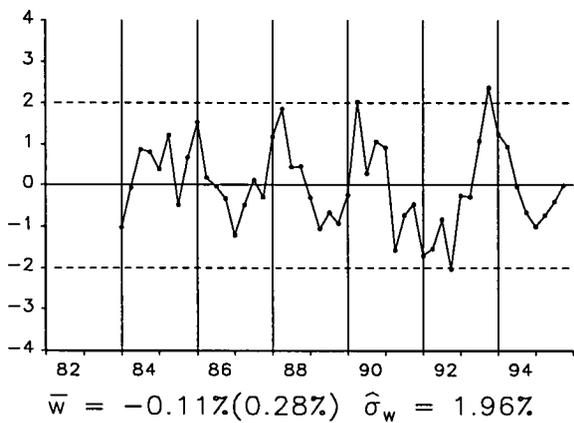
$\nabla \ln M2_t$

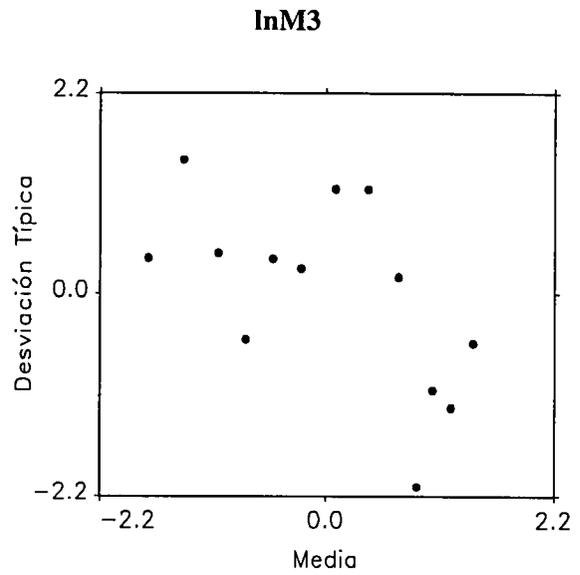
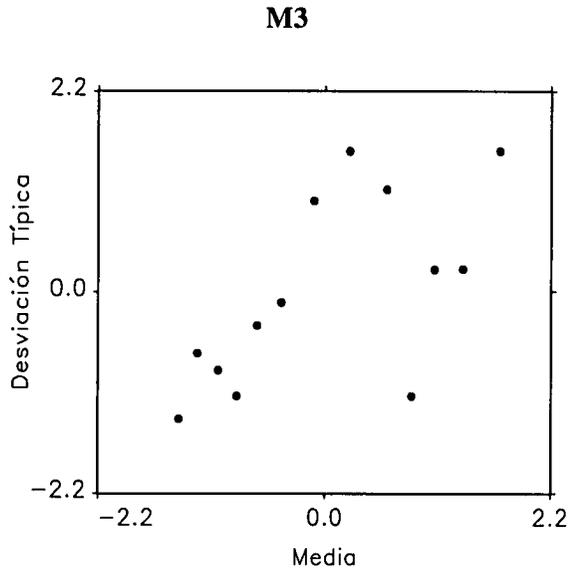


$\nabla_4 \ln M2_t$

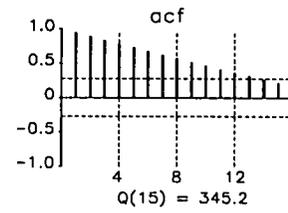
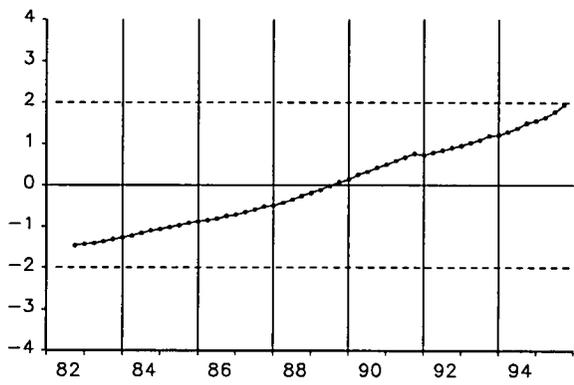


$\nabla \nabla_4 \ln M2_t$



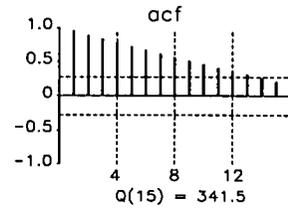
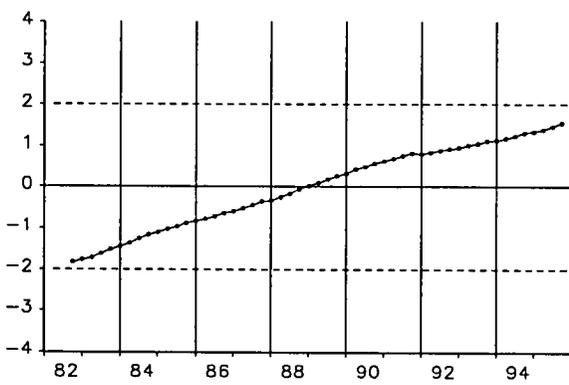


M3_t



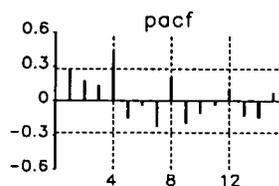
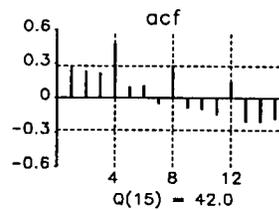
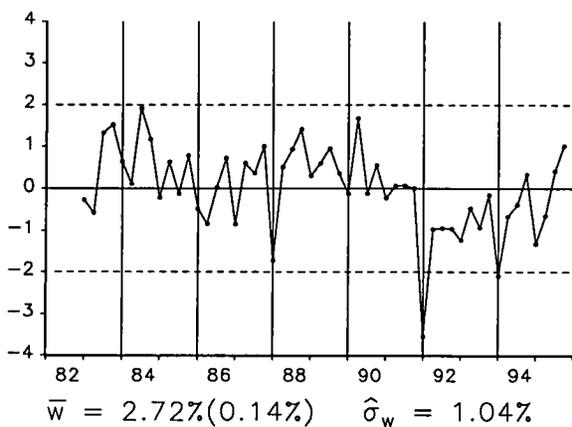
$\bar{w} = 39086694.62(2099884.32) \quad \hat{\sigma}_w = 15287388.64$

lnM3_t

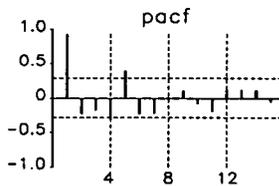
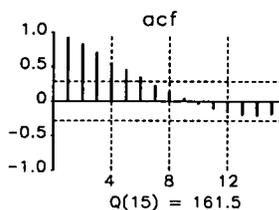
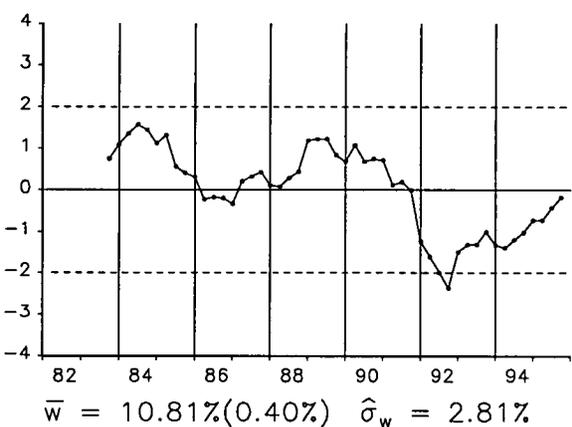


$\bar{w} = 17.40(0.06) \quad \hat{\sigma}_w = 0.42$

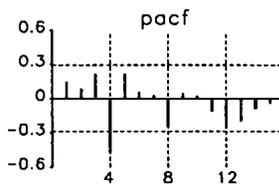
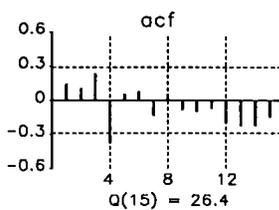
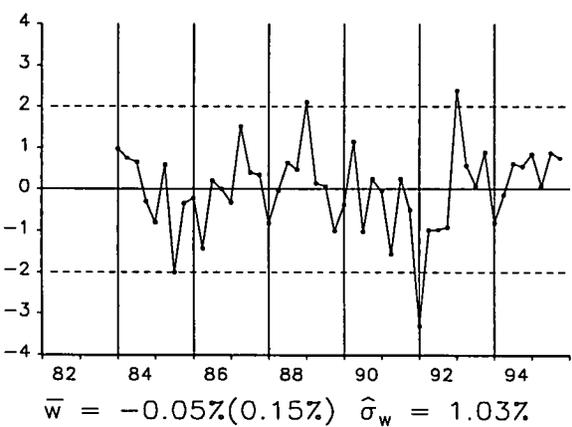
$\nabla \ln M3_t$

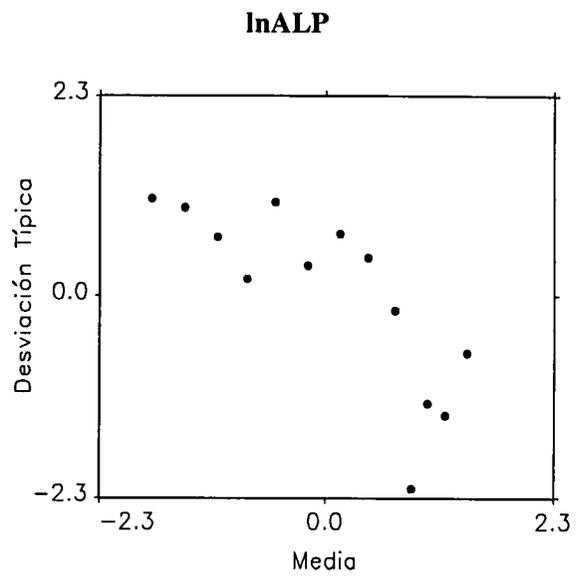
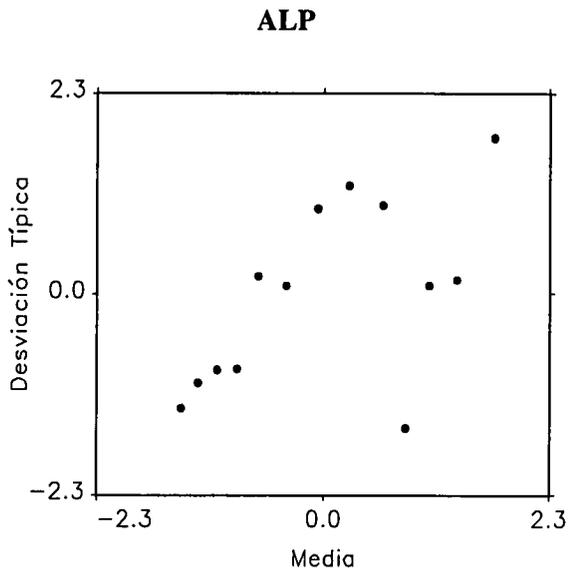


$\nabla_4 \ln M3_t$

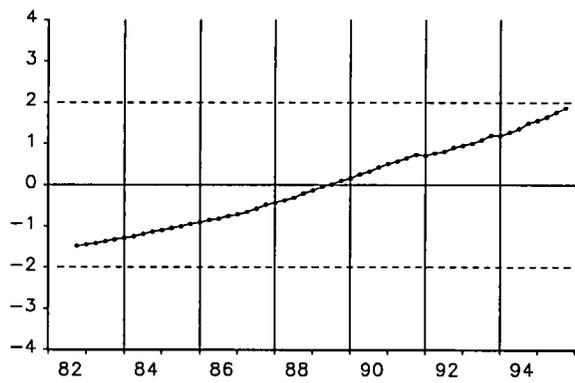


$\nabla \nabla_4 \ln M3_t$

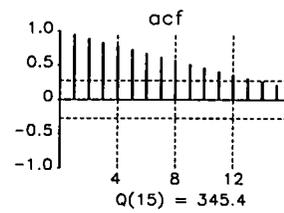




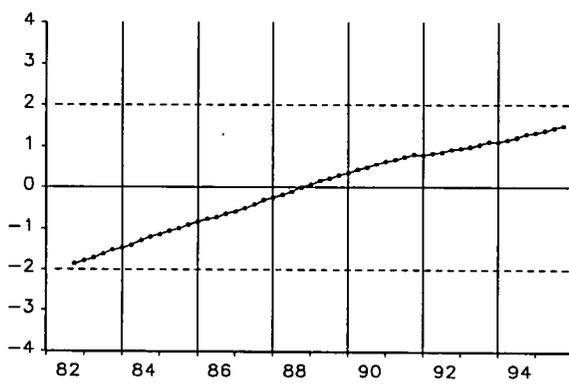
ALP_t



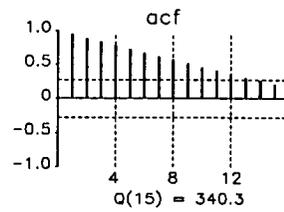
$$\bar{w} = 42343317.49(2333334.78) \quad \hat{\sigma}_w = 16986933.59$$



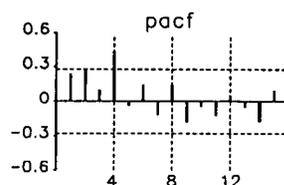
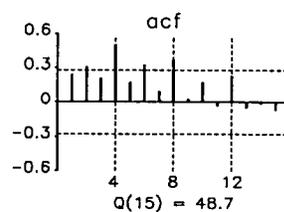
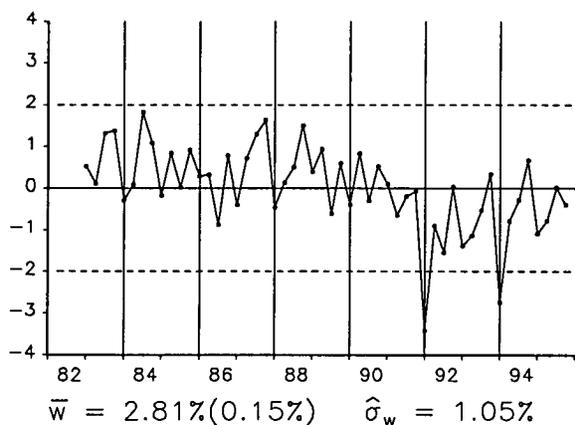
lnALP_t



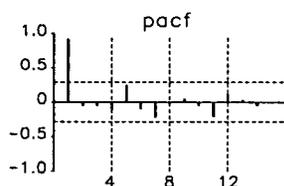
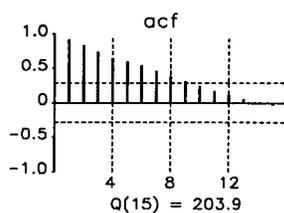
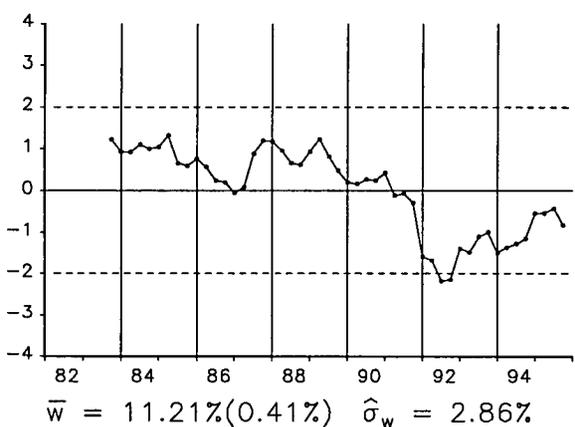
$$\bar{w} = 17.47(0.06) \quad \hat{\sigma}_w = 0.43$$



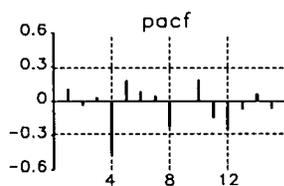
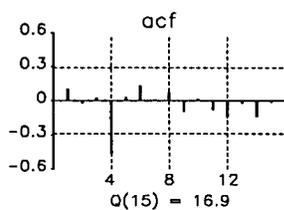
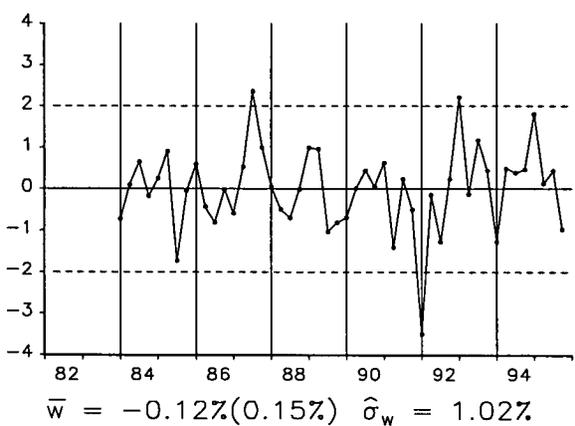
$\nabla \ln ALP_t$



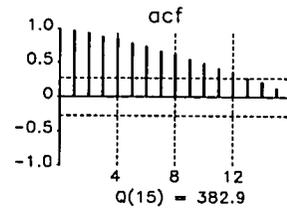
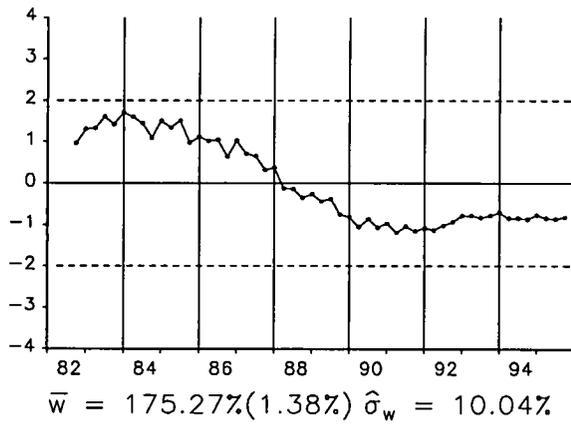
$\nabla_4 \ln ALP_t$



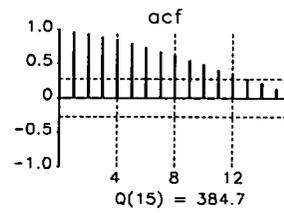
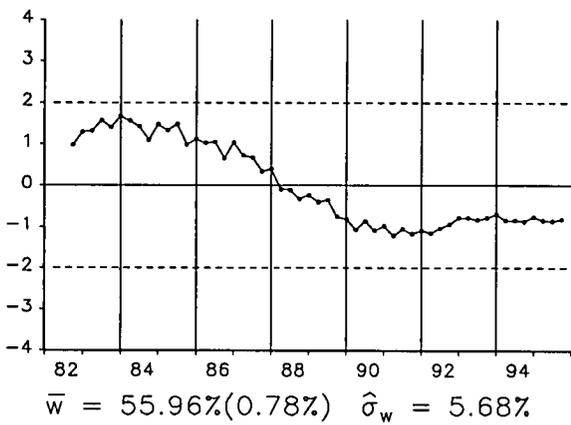
$\nabla \nabla_4 \ln ALP_t$



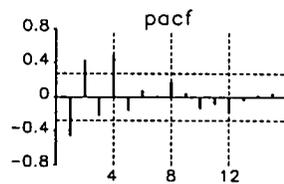
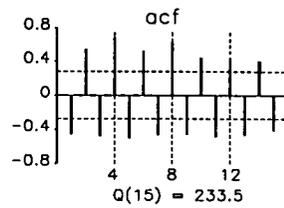
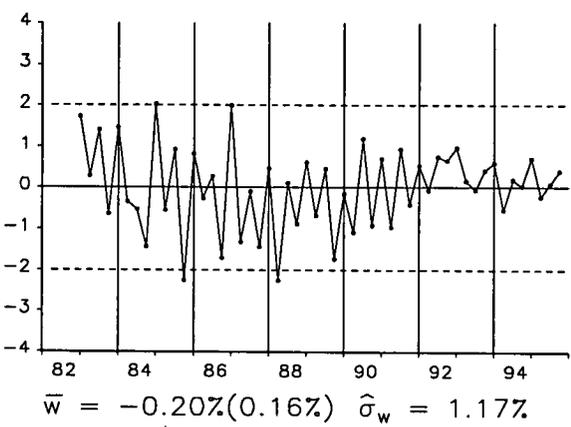
$M2_t/M1_t$



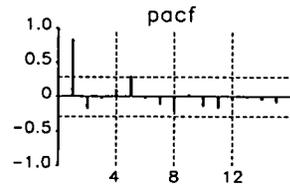
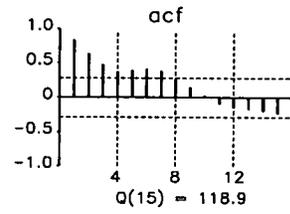
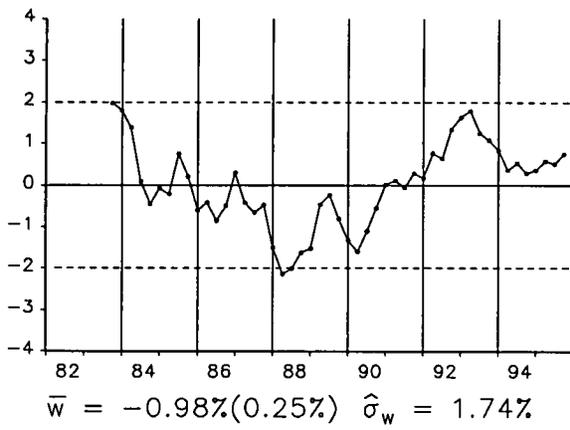
$\ln(M2_t/M1_t)$



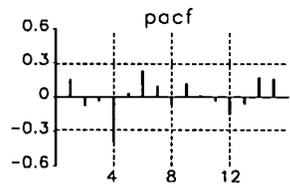
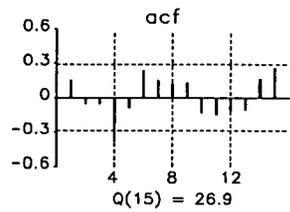
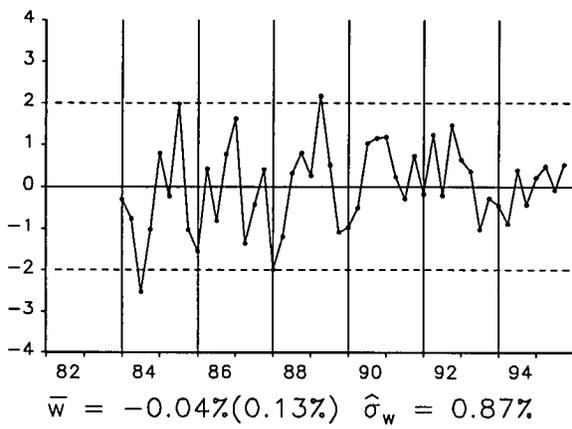
$\nabla \ln(M2_t/M1_t)$



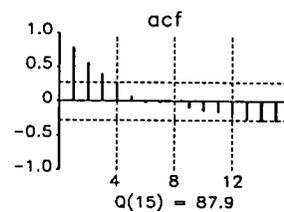
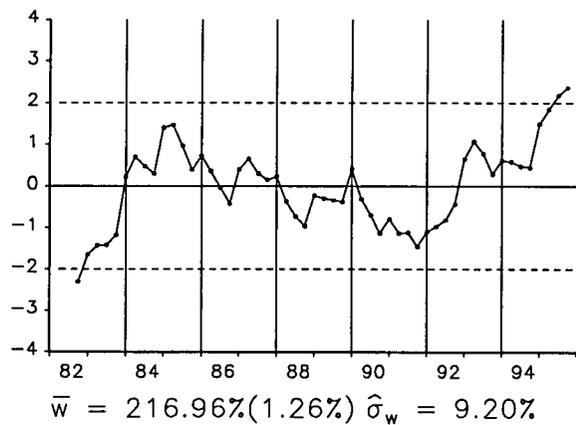
$\nabla_4 \ln(M2_t/M1_t)$



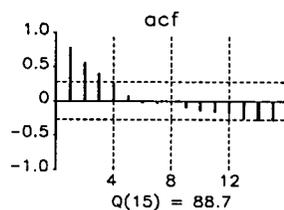
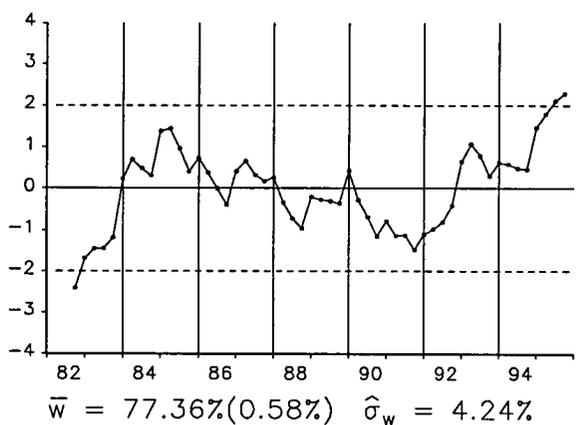
$\nabla \nabla_4 \ln(M2_t/M1_t)$



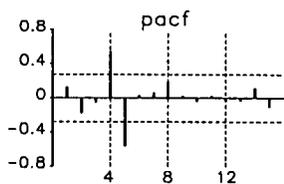
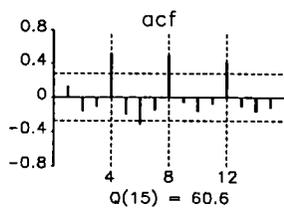
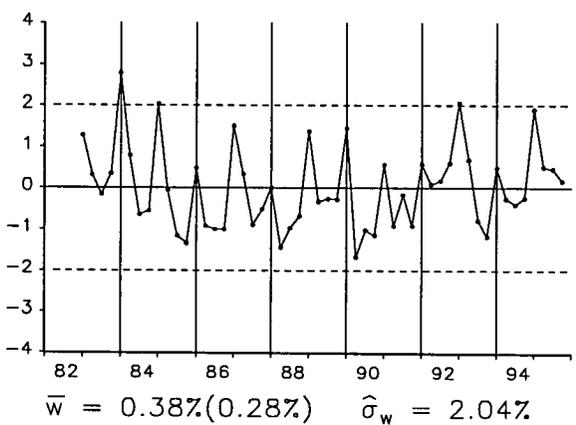
$M3_t/M2_t$



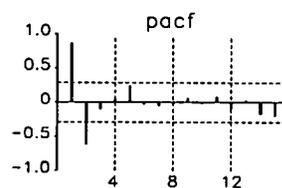
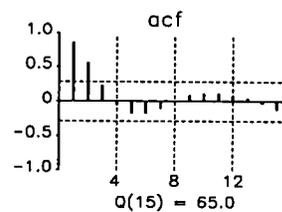
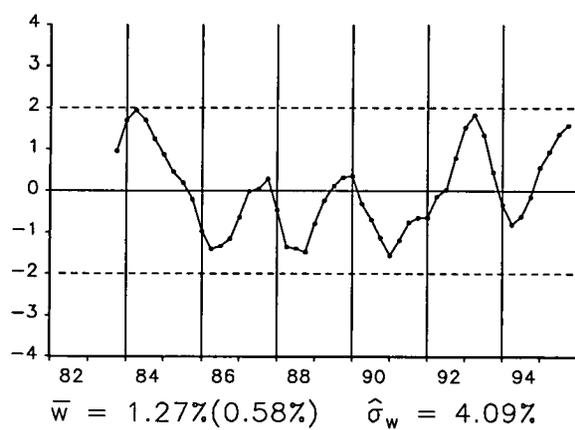
$\ln(M3_t/M2_t)$



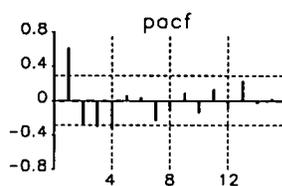
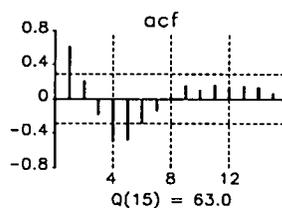
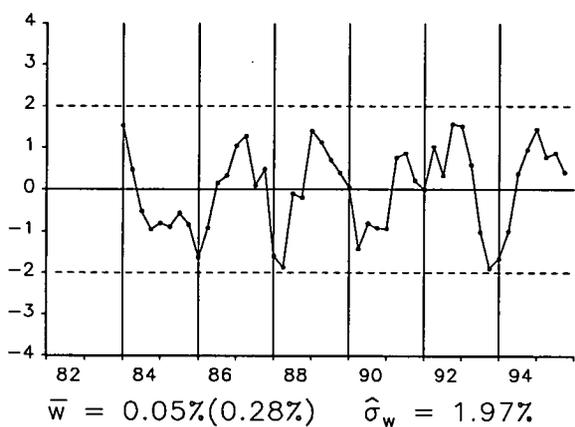
$\nabla \ln(M3_t/M2_t)$



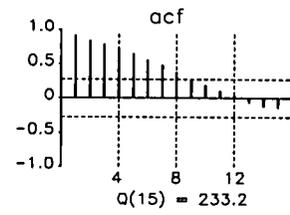
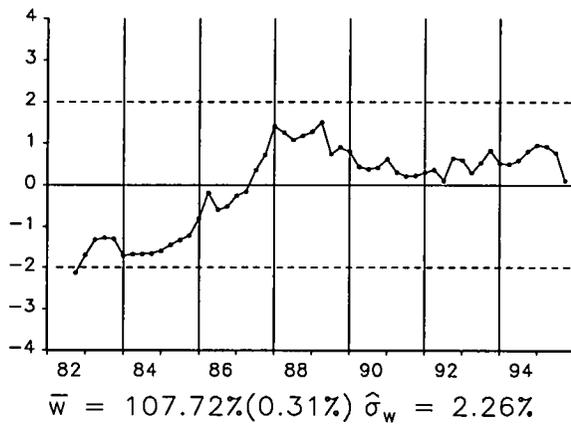
$\nabla_4 \ln(M3_t/M2_t)$



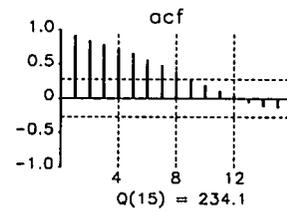
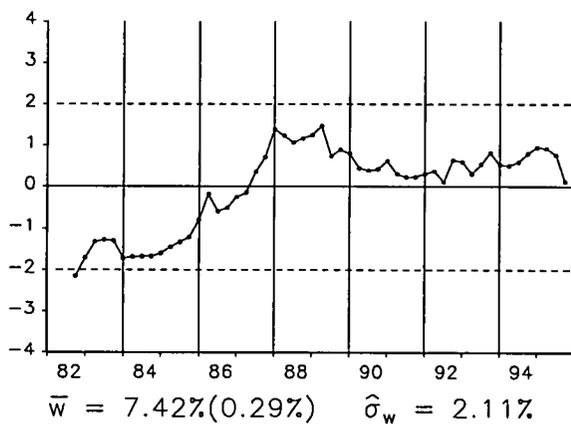
$\nabla \nabla_4 \ln(M3_t/M2_t)$



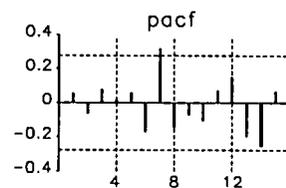
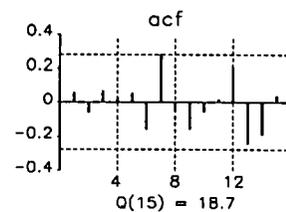
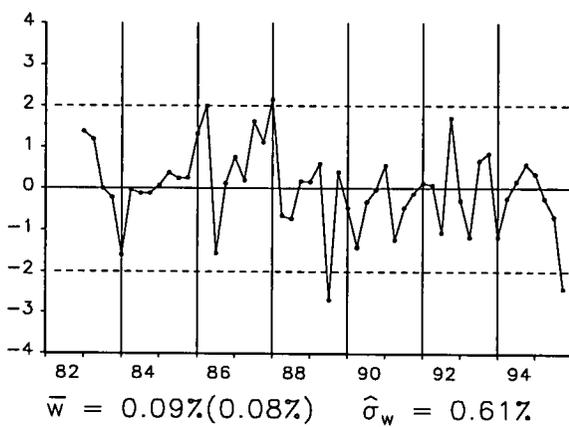
$ALP_t/M3_t$



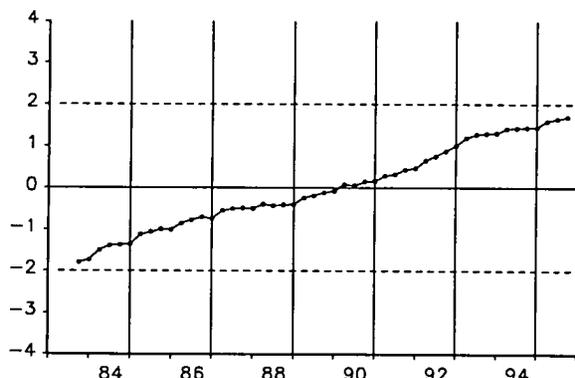
$\ln(ALP_t/M3_t)$



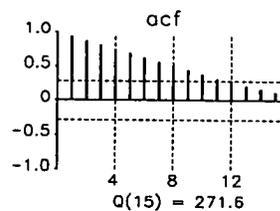
$\nabla \ln(ALP_t/M3_t)$



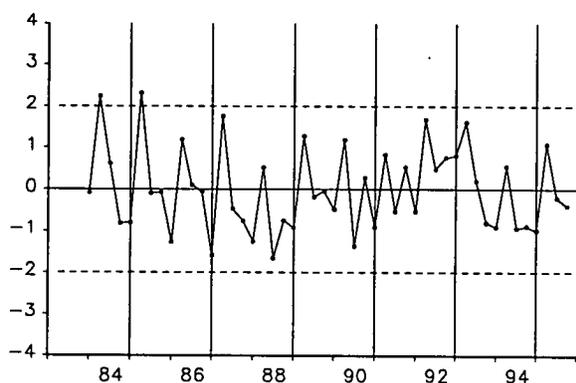
$\ln S_t/M1_{t-1}$



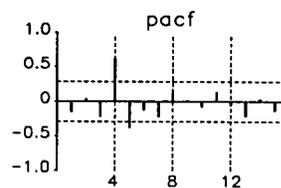
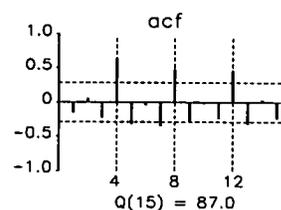
$\bar{w} = -14.41(0.08) \quad \hat{\sigma}_w = 0.53$



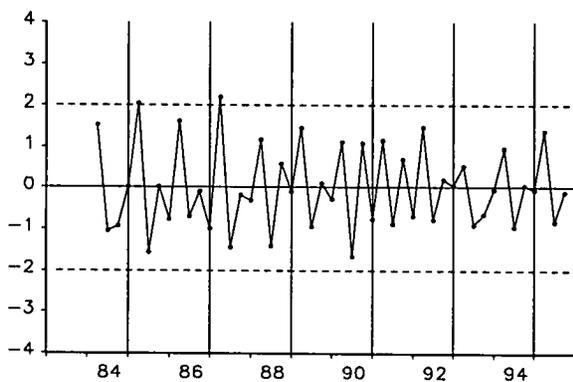
$\nabla \ln S_t/M1_{t-1}$



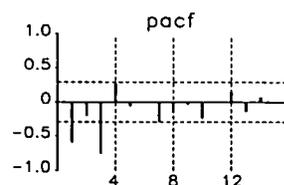
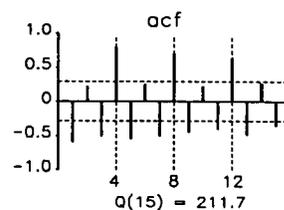
$\bar{w} = 3.84\%(0.52\%) \quad \hat{\sigma}_w = 3.59\%$



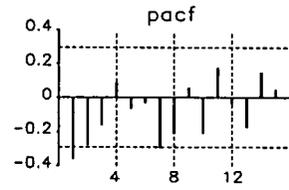
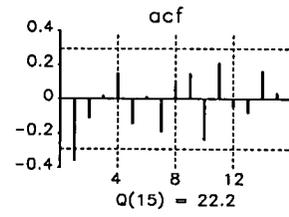
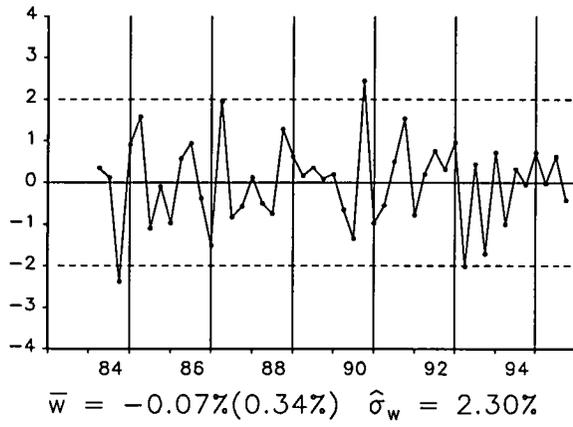
$\nabla^2 \ln S_t/M1_{t-1}$



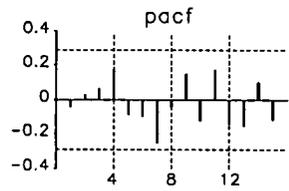
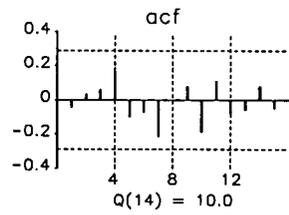
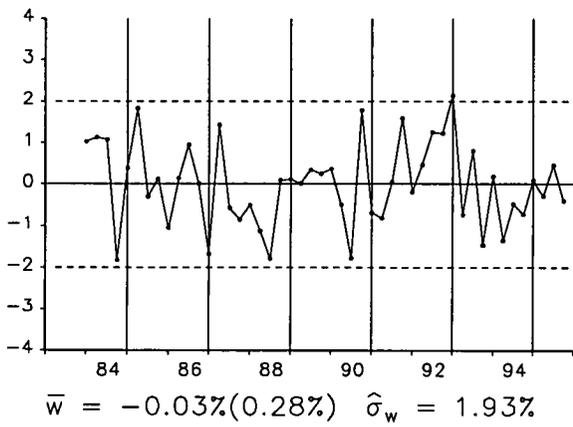
$\bar{w} = -0.02\%(0.80\%) \quad \hat{\sigma}_w = 5.50\%$



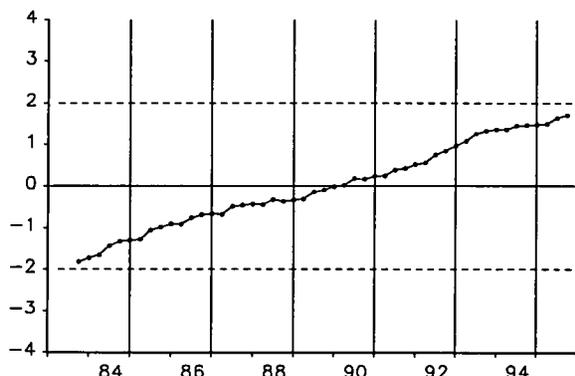
Residuos Modelo M0.S/M1(-1)



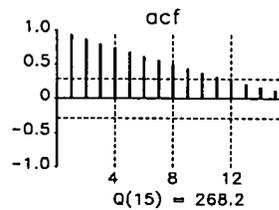
Residuos Modelo M2.S/M1(-1)



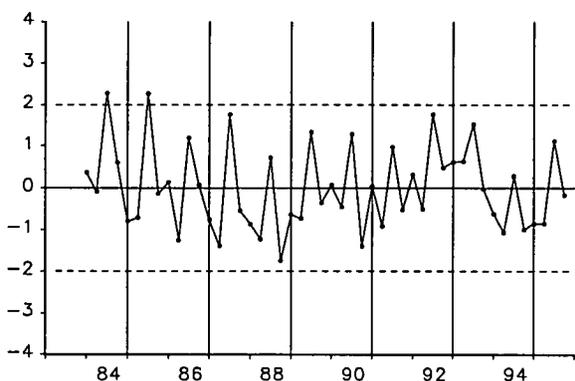
$\ln S_t/M1_{t-2}$



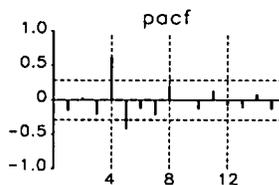
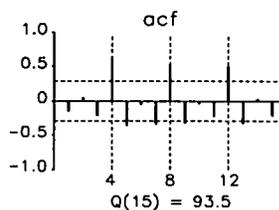
$\bar{w} = -14.38(0.07) \quad \hat{\sigma}_w = 0.52$



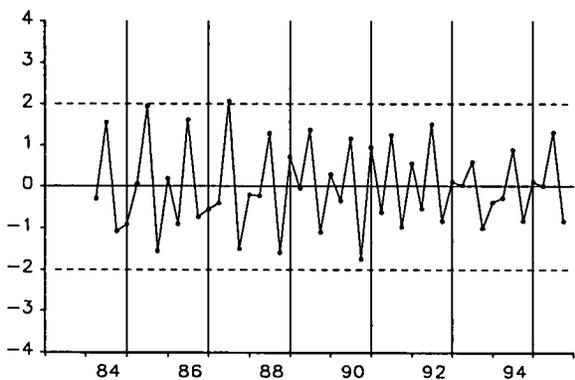
$\nabla \ln S_t/M1_{t-2}$



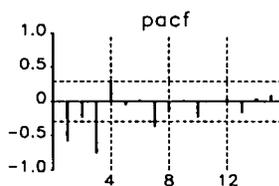
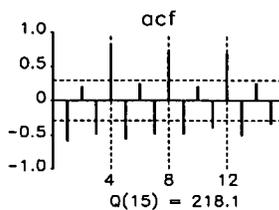
$\bar{w} = 3.83\%(0.50\%) \quad \hat{\sigma}_w = 3.45\%$



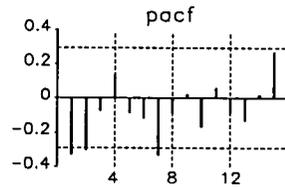
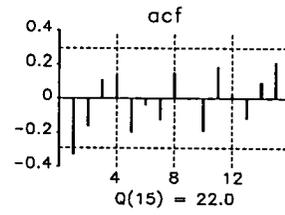
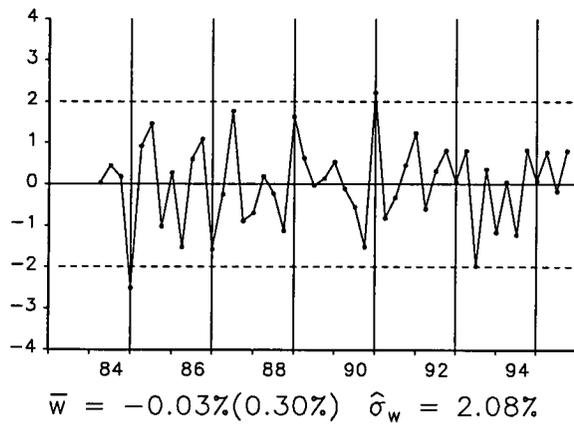
$\nabla^2 \ln S_t/M1_{t-2}$



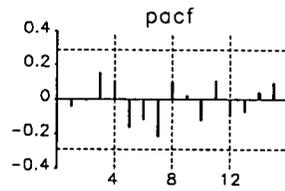
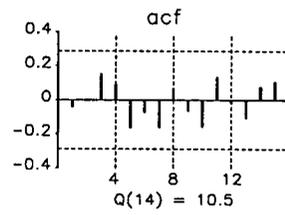
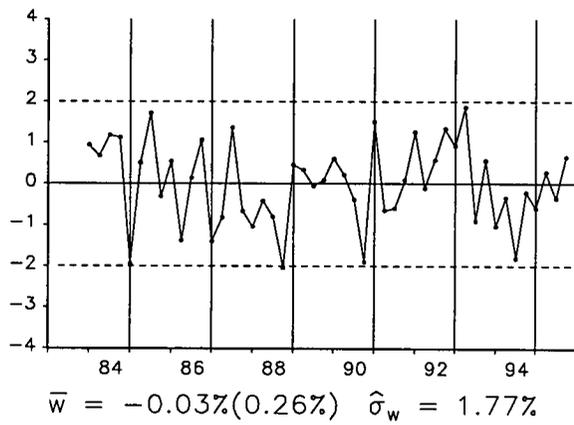
$\bar{w} = -0.04\%(0.77\%) \quad \hat{\sigma}_w = 5.29\%$



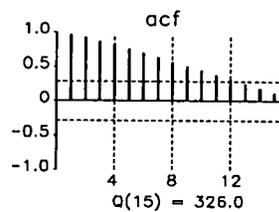
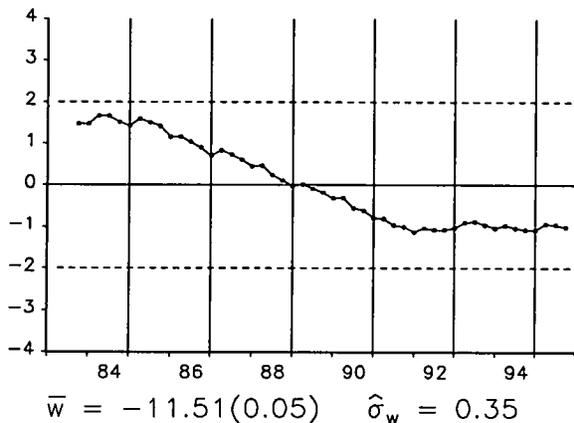
Residuos Modelo M0.S/M1(-2)



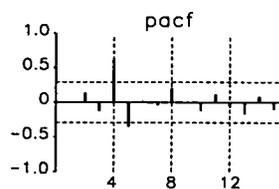
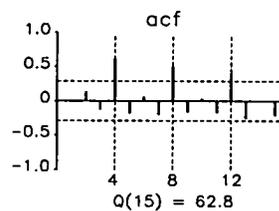
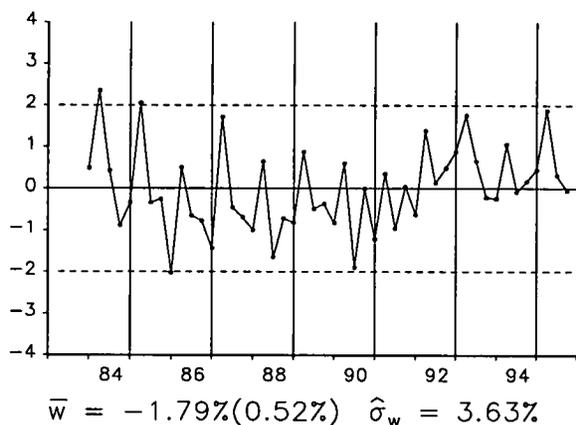
Residuos Modelo M2.S/M1(-2)



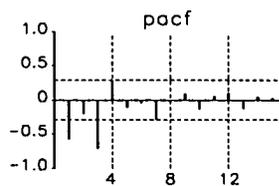
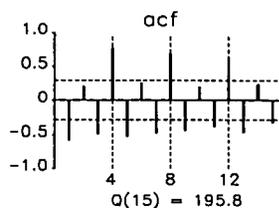
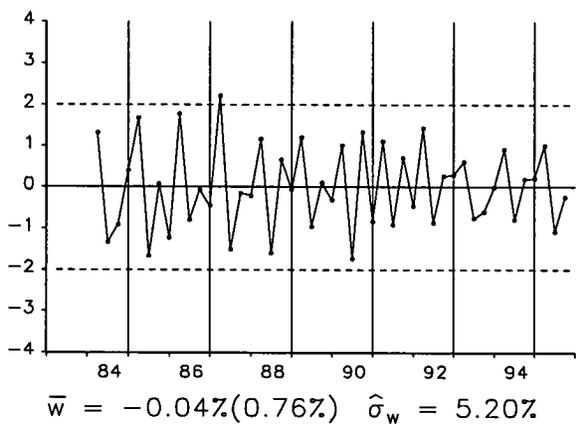
$\ln P_t/M1_{t-1}$



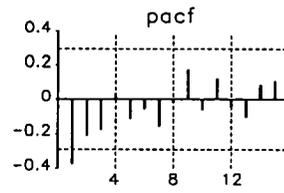
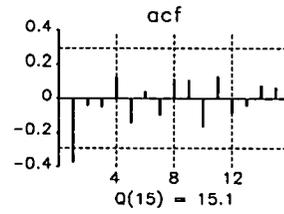
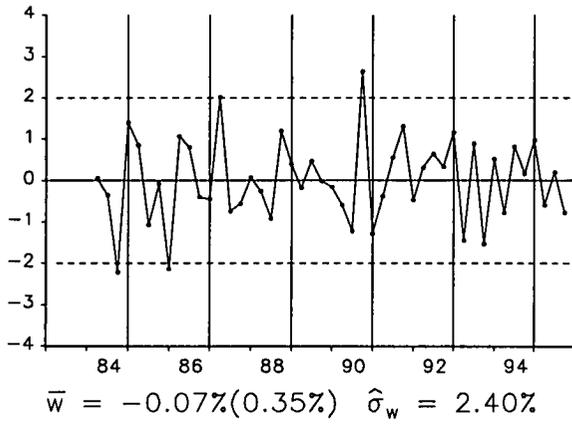
$\nabla \ln P_t/M1_{t-1}$



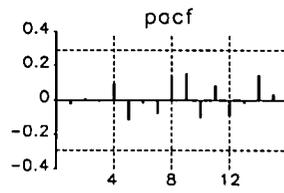
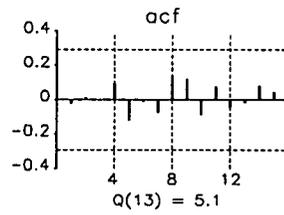
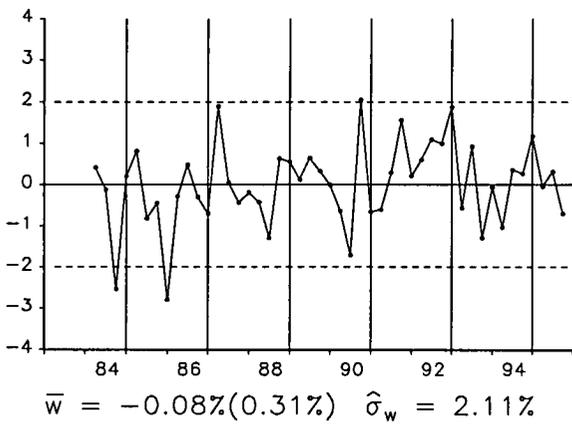
$\nabla^2 \ln P_t/M1_{t-1}$



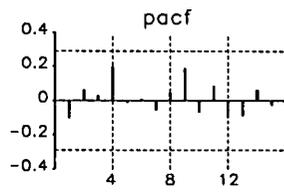
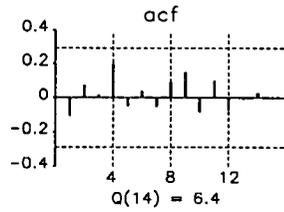
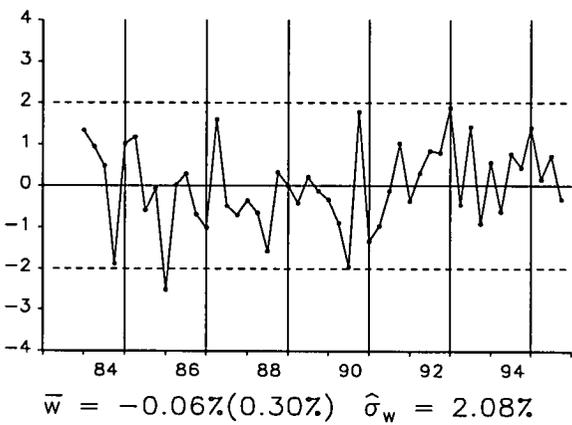
Residuos Modelo M0.P/M1(-1)



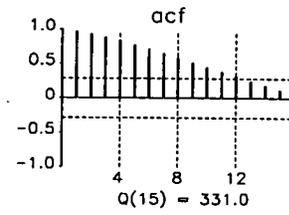
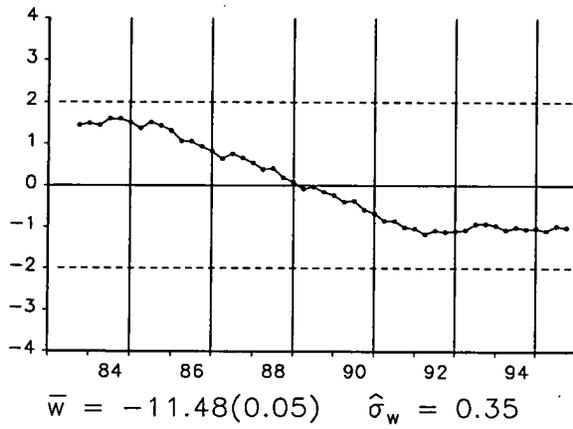
Residuos Modelo M2.P/M1(-1)



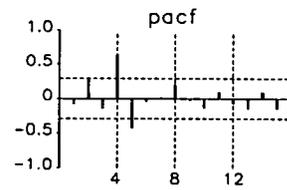
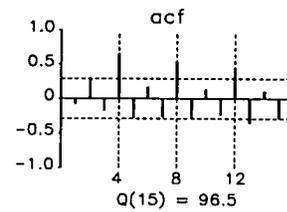
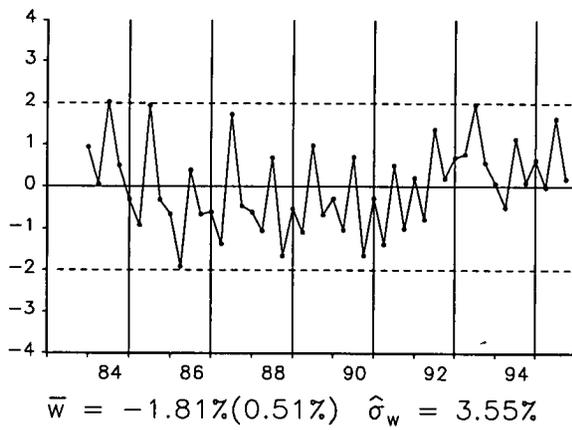
Residuos Modelo M3.P/M1(-1)



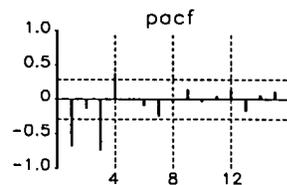
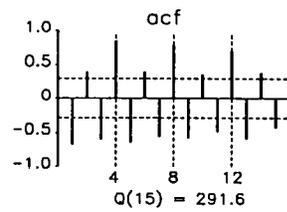
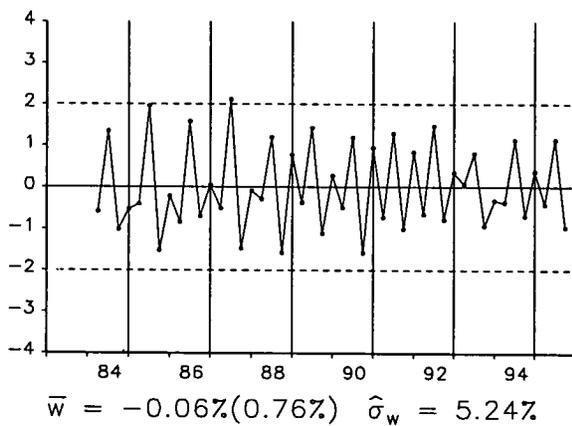
$\ln P_t / M1_{t-2}$



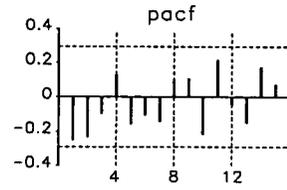
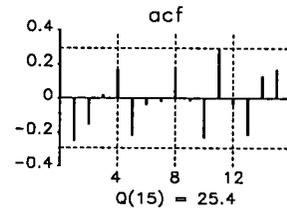
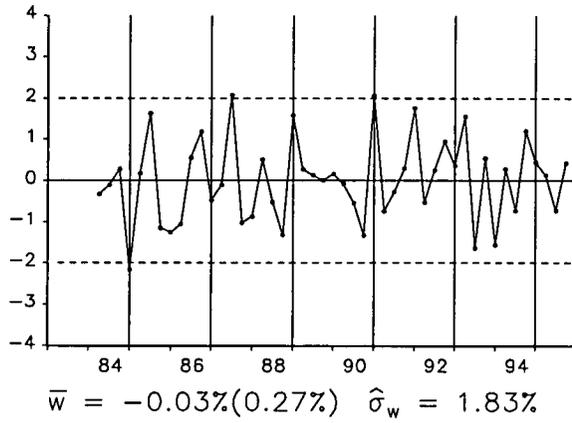
$\nabla \ln P_t / M1_{t-2}$



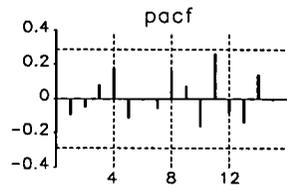
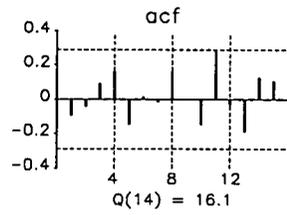
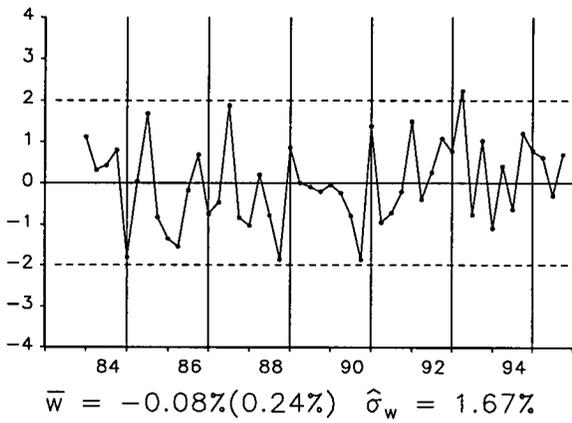
$\nabla^2 \ln P_t / M1_{t-2}$



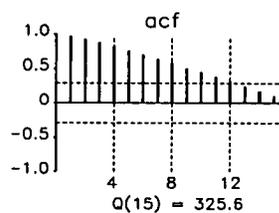
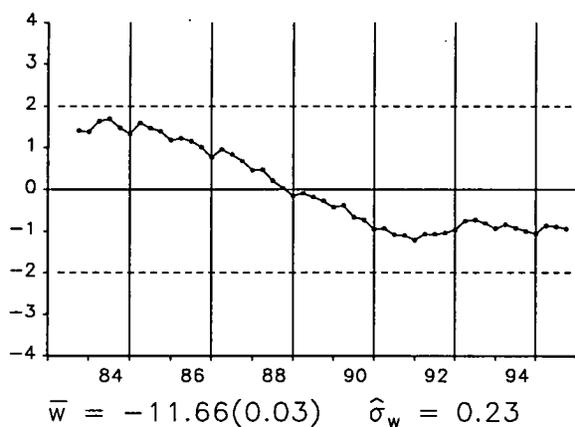
Residuos Modelo M0.P/M1(-2)



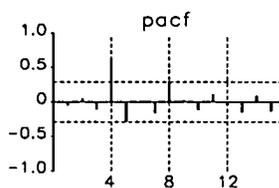
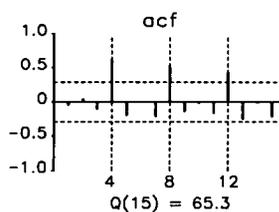
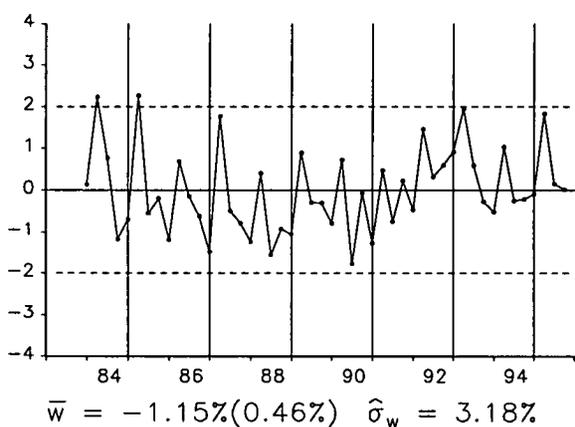
Residuos Modelo M2.P/M1(-2)



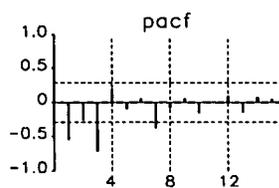
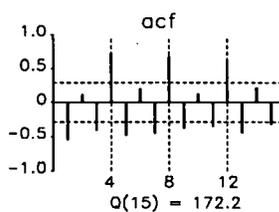
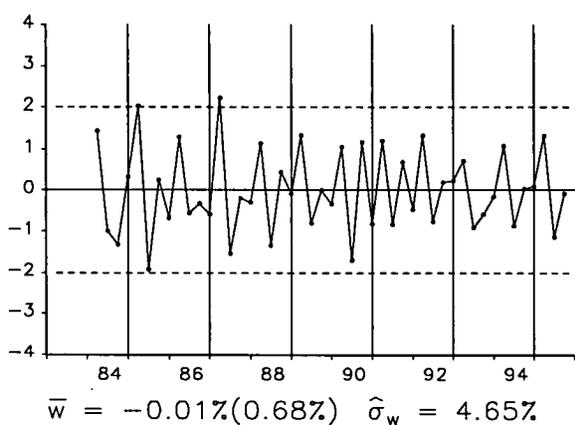
$\ln PC_t/M1_{t-1}$



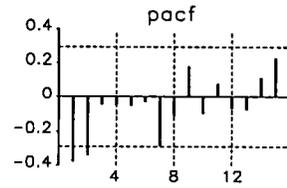
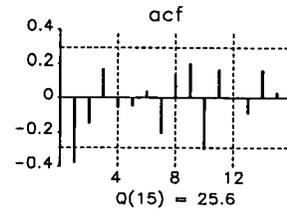
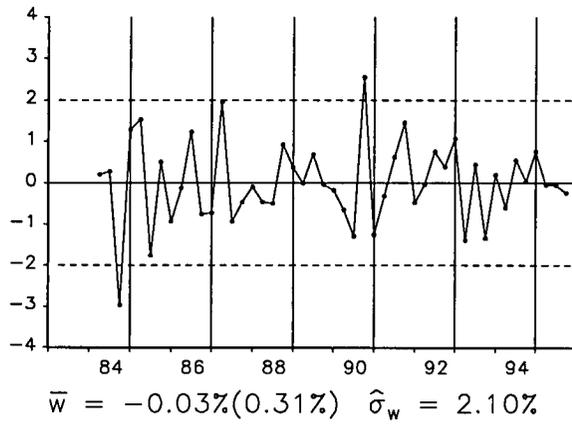
$\nabla \ln PC_t/M1_{t-1}$



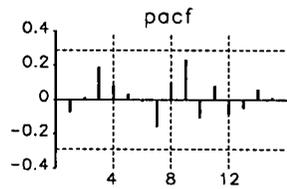
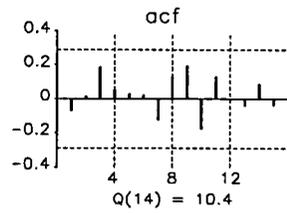
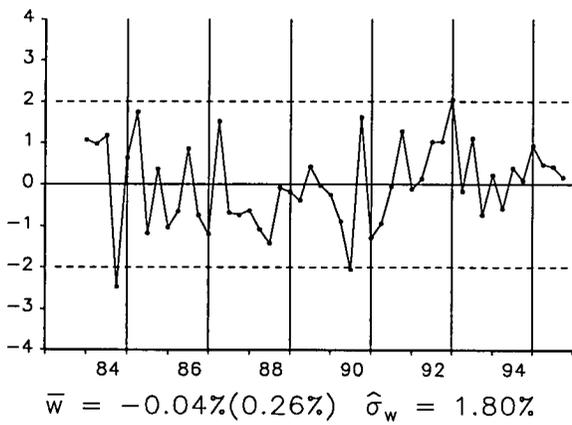
$\nabla^2 \ln PC_t/M1_{t-1}$



Residuos Modelo M0.PC/M1(-1)



Residuos M2.PC/M1(-1)



APÉNDICE T.6.2

Cuadros y Tablas: Modelos de Transferencia

En los Cuadros 6.2.1 - 6.2.11 se resumen los modelos de transferencia presentados en el Capítulo 6.

El informe de un modelo está compuesto por cuatro líneas. La primera describe la forma de los componentes deterministas de la variable output. En la segunda línea se escribe la relación del modelo de transferencia. El símbolo asterisco en las variables input y output, indica que ambas se relacionan en desviaciones de sus respectivos componentes deterministas. Al pie de la función de transferencia se escribe el valor estimado de la ganancia a largo plazo (\hat{g}) y el valor del retardo medio estimado (\bar{l}). En la tercera línea se escribe el modelo del ruido junto con su desviación típica residual. La cuarta línea contiene la media residual estimada (\bar{a}) y el valor del estadístico Q con interpretación análoga a la descrita en el Apéndice T.3.

Junto a los parámetros estimados aparecen los valores de sus respectivas desviaciones típicas entre paréntesis.

La Tabla 6.2 presenta los valores anómalos en los residuos y las intervenciones en los modelos finales de transferencia. En el caso de las intervenciones, el tipo se indica junto a su valor cuantificado entre paréntesis.

Cuadro 6.2.1

Modelo Final de Transferencia $\ln Q_t$ vs $\nabla \ln M1_t$	
$\ln Q_t = .046(-1)^t + \ln Q_t^*$ <p style="text-align: center;">(.002)</p>	
$\ln Q_t^* = \frac{(.15) \quad (.14) \quad (.15) \quad (.10)}{.42 + .37B^2 + .60B^4 + .28B^6} \nabla \ln M1_t^* + N_t$ <p style="text-align: center;">(12)</p>	
$\hat{g} = 3.1(.8) \quad \bar{l} = 3.8(1.2)$	
$(1 + .39B)[\nabla(1 + B^2)N_t - .010] = (1 + .76B^2)\hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = 1.8\%$ <p style="text-align: center;">(.15) (.004) (.11)</p>	
$\bar{a} = -.04\% (.26\%) \quad Q(13) = 14.6$	

Cuadro 6.2.2

Modelo Intermedio de Transferencia $\ln E_t$ vs $\nabla \ln MI_t$
$\ln E_t = \underset{(.008)}{.030} \underset{(.0013)}{\xi_t^{S, III/87}} + \underset{(.0005)}{.0026 \text{ sen } \frac{\pi}{2} t} + .0013(-1)^t + \ln E_t^*$
$\ln E_t^* = \frac{\underset{(.07)}{.11} + \underset{(.07)}{.14B} + \underset{(.07)}{.12B^2} + \underset{(.065)}{.052B^3} + \underset{(.06)}{.16B^4} + \underset{(.077)}{.081B^5}}{1 - \underset{(.04)}{.89B}} \nabla \ln MI_t^* + N_t$
$\hat{g} = 6.0(2.2) \quad \bar{l} = 10.2(3.4)$
$(1 - \underset{(.17)}{.27B})[\nabla N_t + \underset{(.23\%)}{.00\%}] = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .79\%$
$\bar{a} = .00\% (.12\%) \quad Q(14) = 12.6$

Cuadro 6.2.3

Modelo Final de Transferencia $\ln E_t$ vs $\nabla \ln MI_t$
$\ln E_t = \underset{(.008)}{.024} \underset{(.0011)}{\xi_t^{S, III/87}} + \underset{(.0006)}{.0027 \text{ sen } \frac{\pi}{2} t} + .0014(-1)^t + \ln E_t^*$
$\ln E_t^* = \frac{\underset{(.06)}{.19} + \underset{(.06)}{.18B} + \underset{(.05)}{.14B^2} + \underset{(.072)}{.049B^3} + \underset{(.05)}{.18B^4} + \underset{(.06)}{.15B^5} + \underset{(.05)}{.23B^6} + \underset{(.07)}{.15B^7}}{1 - \underset{(.04)}{.77B}} \nabla \ln MI_t^* + N_t$
$\hat{g} = 5.5(.8) \quad \bar{l} = 6.9(1.4)$
$\nabla N_t = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .67\%$
$\bar{a} = .02\% (.10\%) \quad Q(14) = 14.7$

Cuadro 6.2.4

Modelo Final de Transferencia U_t vs $\nabla \ln MI_t$

$$U_t = \underset{(1.2)}{-3.1} \xi_t^{S,IV/91} + \underset{(0.8)}{.42} (-1)^t + U_t^*$$

$$U_t^* = \frac{\overset{(9.0)}{24.6} + \overset{(9.5)}{14.1B}}{\underset{(0.8)}{1 - .78B}} \nabla \ln MI_t^* + N_t$$

$$\hat{g} = 177.7(75.3)$$

$$\bar{l} = 4.0(1.1)$$

$$\nabla N_t = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = 1.08$$

$$\bar{a} = .09(.16) \quad Q(15) = 12.9$$

Cuadro 6.2.5

Modelo Intermedio de Transferencia $\ln \frac{S_t}{MI_{t-1}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-1}$
$\ln \frac{S_t}{MI_{t-1}} = \frac{.017 \cos \frac{\pi}{2} t}{(.003)} - \frac{.012 \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t}{(.003)} - \frac{.0095 (-1)^t}{(.0010)} + \ln \frac{S_t}{MI_{t-1}^*}$
$\ln \frac{S_t}{MI_{t-1}^*} = - \frac{\frac{(.04) \quad (.059) \quad (.054) \quad (.046)}{1.00 + .009B + .006B^2 + .010B^3}}{1 - .89B} \nabla \ln MI_{t-1}^* + N_t$ <p style="text-align: center;">(.08)</p>
$\hat{g} = -9.2(3.3) \quad \bar{l} = 8.0(3.1)$
$(1 - .74B)[\nabla N_t - .031] = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .51\%$ <p style="text-align: center;">(.12) (.004)</p>
$\bar{a} = .00\% (.07\%) \quad Q(14) = 6.1$

Cuadro 6.2.6

Modelo Final de Transferencia $\ln \frac{S_t}{MI_{t-2}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-2}$
$\ln \frac{S_t}{MI_{t-2}} = \frac{-.026 \xi_t^{R, I/87}}{(.003)} + \frac{.013 \cos \frac{\pi}{2} t}{(.002)} + \frac{.014 \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t}{(.003)} + \frac{.0095 (-1)^t}{(.0009)} + \ln \frac{S_t^*}{MI_{t-2}^*}$
$\ln \frac{S_t^*}{MI_{t-2}^*} = - \frac{\frac{(.03) \quad (.04) \quad (.04) \quad (.04) \quad (.031)}{.90 + .16B + .16B^2 + .13B^3 + .051B^4}}{1 - .76B} \nabla \ln MI_{t-2}^* + N_t$ <p style="text-align: center;">(.04)</p>
$\hat{g} = -5.9(.6) \quad \bar{l} = 4.0(.6)$
$(1 - .58B)[\nabla N_t - .057] = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .31\%$ <p style="text-align: center;">(.13) (.003)</p>
$\bar{a} = -.00\% (.04\%) \quad Q(14) = 9.2$

Cuadro 6.2.7

Modelo Intermedio (1) de Transferencia $\ln \frac{P_t}{MI_{t-1}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-1}$	
$\ln \frac{P_t}{MI_{t-1}} = \underbrace{-.012}_{(.003)} \cos \frac{\pi}{2} t - \underbrace{.016}_{(.003)} \operatorname{sen} \frac{\pi}{2} t + \underbrace{.0093}_{(.0010)} (-1)^t + \ln \frac{P_t^*}{MI_{t-1}^*}$	
$\ln \frac{P_t^*}{MI_{t-1}^*} = - \frac{\begin{matrix} (.05) & (.05) & (.052) & (.048) & (.049) \\ 1.04 & -.16B & + .039B^2 & - .033B^3 & - .025B^4 \end{matrix}}{1 - .99B} \nabla \ln MI_{t-1}^* + N_t$ <p style="text-align: center;">(.01)</p>	
$\hat{g} = -154.4 (221.6) \quad \bar{l} = 177.2 (244.0)$	
$(1 - .84B) \nabla N_t = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .53\%$ <p style="text-align: center;">(.13)</p>	
$\bar{a} = -.06\% (.07\%) \quad Q(14) = 9.2$	

Cuadro 6.2.8

Modelo Intermedio (2) de Transferencia $\ln \frac{P_t}{MI_{t-1}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-1}$	
$\ln \frac{P_t}{MI_{t-1}} = -0.020 \xi_{5t}^{R,1/86} - .013 \cos \frac{\pi}{2} t - .016 \text{sen} \frac{\pi}{2} t + .0092(-1)^t + \ln \frac{P_t^*}{MI_{t-1}^*}$	
$\ln \frac{P_t^*}{MI_{t-1}^*} = - \frac{1.01 - .15B + .061B^2 + .017B^3 + .025B^4 + .011B^5 - .024B^6 + .033B^7}{1 - .97B} \nabla \ln MI_{t-1}^* + N_t$	
$\hat{g} = -36.6(29.5) \quad \bar{l} = 36.4(25.9)$	
$(1 - .74B) \nabla N_t = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .44\%$	
$\bar{a} = .00\%(.06\%) \quad Q(14) = 11.6$	

Cuadro 6.2.9

Modelo Final de Transferencia $\ln \frac{P_t}{MI_{t-2}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-2}$	
$\ln \frac{P_t}{MI_{t-2}} = -.024 \xi_t^{R, I/86} + (.0095 + .0081B) \xi_t^{R, I/94} + .015 \cos \frac{\pi t}{2} - .0098 \operatorname{sen} \frac{\pi t}{2} - .010(-1)^t + \ln \frac{P_t^*}{MI_{t-2}^*}$ <p style="text-align: center;">(0.003) (.0048) (.002) (.0021) (.001)</p> <p style="text-align: center;">$\hat{g} = .018(.007)$</p>	
$\ln \frac{P_t^*}{MI_{t-2}^*} = \frac{.82 + .079B + .055B^2 + .088B^3 + .037B^4 + .023B^5 + .059B^6 + .052B^7}{1 - .92B} \nabla \ln MI_{t-2}^* + N_t$ <p style="text-align: center;">(.03) (.045) (.049) (.049) (.047) (.047) (.049) (.035)</p> <p style="text-align: center;">(.04)</p>	
$\hat{g} = -15.3(6.1) \quad \bar{l} = 12.8(6.5)$	
$(1 - .79B) \nabla N_t = \hat{a}_t$ <p style="text-align: center;">(.11)</p>	$\hat{a}_a = .38\%$
$\bar{a} = .00\% (.06\%) \quad Q(14) = 11.6$	

Cuadro 6.2.10

Modelo Intermedio de Transferencia $\ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-1}$
$\ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}} = \underset{(.003)}{.016} \cos \frac{\pi}{2} t - \underset{(.0025)}{.0098} \text{sen} \frac{\pi}{2} t - \underset{(.0009)}{.0081} (-1)^t + \ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}^*}$
$\ln \frac{PC_t^*}{MI_{t-1}^*} = - \frac{\underset{(.04)}{.94} - \underset{(.038)}{.019B} + \underset{(.038)}{.008B^2} + \underset{(.04)}{.12B^3} - \underset{(.038)}{.045B^4}}{\underset{(.01)}{1 - .98B}} \nabla \ln MI_{t-1}^* + N_t$
$\hat{g} = -60.3(36.7) \quad \bar{l} = 58.7(36.4)$
$(1 - .17B)[\nabla N_t + .029] = \hat{a}_t \quad \hat{\sigma}_a = .45\%$ <p style="margin-left: 100px;">(.15) (.008)</p>
$\bar{a} = -.00\%(.07\%) \quad Q(14) = 9.7$

Cuadro 6.2.11

Modelo Final de Transferencia $\ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}}$ vs $\nabla \ln MI_{t-1}$	
$\ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}} = .016 \cos \frac{\pi t}{2} - .0093 \operatorname{sen} \frac{\pi t}{2} - .0088 (-1)^t + \ln \frac{PC_t^*}{MI_{t-1}^*}$	
$\ln \frac{PC_t}{MI_{t-1}} = \hat{\nu}(B) \nabla \ln MI_{t-1}^* + N_t$	
$.88 + .037B + .034B^2 + .20B^3 - .002B^4 + .008B^5 + .031B^6 + .058B^7 + .12B^8 + .13B^9 + .005B^{10} + .056B^{11} - .038B^{12} + .13B^{13}$	$.03 \quad (.034) \quad (.03) \quad (.031) \quad (.043) \quad (.028) \quad (.047) \quad (.03) \quad (.04) \quad (.032) \quad (.031) \quad (.041) \quad (.01)$
$\hat{\nu}(B) = \frac{1 - .90B}{.04}$	
$\hat{g} = -16.9(1.6)$	$\bar{l} = 12.5(2.2)$
$\nabla N_t + .019 = \hat{a}_t$	$\hat{\sigma}_a = .32\%$
$\bar{a} = .00\% (.04\%)$	$Q(15) = 18.5$

Tabla 6.1 Valores anómalos en los residuos e intervenciones de los ruidos de los modelos finales de transferencia

Fecha	Variable Output					
	$\ln Q_t$	$\ln E_t$	U_t	$\ln S_t/M_{t-2}$	$\ln P_t/M_{t-2}$	$\ln PC_t/M_{t-1}$
II/85					-2.3	
I/86	-2.5				-.024(R)	
I/87				-.026(R)		
II/87		.024(S)				
II/89				2.4		
III/89						2.2
I/90		2.7				
I/91					-2.0	
IV/91			-3.1(S)			
IV/92	-2.4					
I/93		-2.0				
I/94				2.4		
II/94	2.1					
III/94				-2.4		
IV/94					.95%(R)	
I/95		-2.0			.81%(R)	
III/95					-2.6	

APÉNDICE G.6.2

Instrumentos Estadísticos y Gráficos: Análisis de Transferencia

Este apéndice presenta los instrumentos gráficos y estadísticos de identificación y diagnóstico de los modelos de transferencia del Capítulo 6. También se incluyen los gráficos de la *irf* y *srf* que ayudan a interpretar las relaciones modelizadas. Las dos últimas páginas de este apéndice contienen los gráficos de las *ccf* bidireccionales de los residuos de los modelos de transferencia. La interpretación de tales gráficos es semejante a la descrita en el Apéndice G.4.

Cada informe contiene diversos elementos. Se presentan la *ccf inicial* o de identificación y la *ccf residual* o final. Algunos informes contienen también *ccf* denominadas *intermedias*, empleadas en la reformulación de modelos. En el eje de abscisas se representan los retardos $k \geq 0$ y en el eje de ordenadas los valores de las correlaciones entre el output preblanqueado (*ccf inicial*) o el ruido preblanqueado (*ccf intermedia* o *residual*) por el modelo univariante del input vs la serie de residuos del modelo univariante del input. Con líneas verticales discontinuas se marcan los retardos 0, 4, 8 y 12, y con líneas horizontales discontinuas las bandas $\pm 2\sqrt{N}$, donde N es el número de observaciones de las series representadas. Al pie de cada *ccf* aparece el estadístico portmanteau Q con 16 valores. El cálculo de este estadístico es análogo al caso univariante, donde se sustituye la autocorrelación de orden k por la correlación de orden k entre el par de variables estudiadas. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis junto a Q y se calculan como $15 - r - s$.

El formato de los gráficos temporales de residuos es similar al de los del Apéndice G.3. En su cabecera se especifica si se trata de la serie de residuos de una especificación

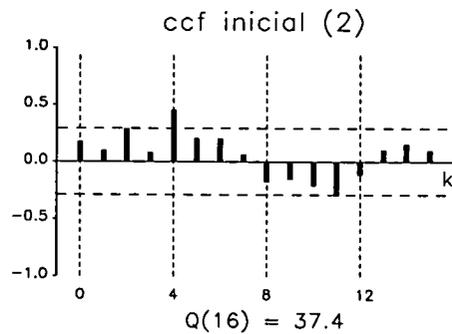
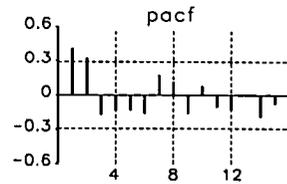
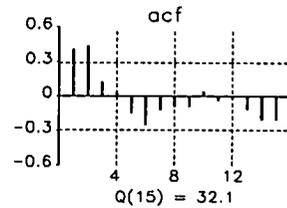
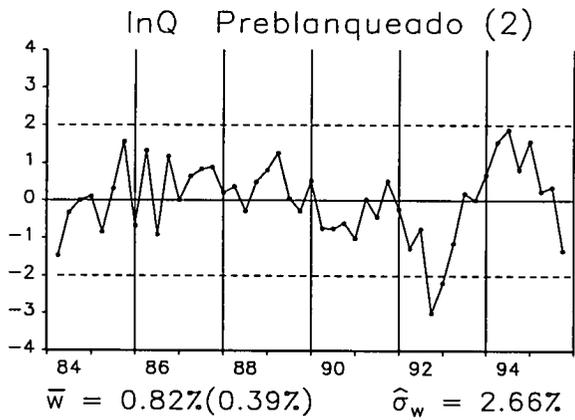
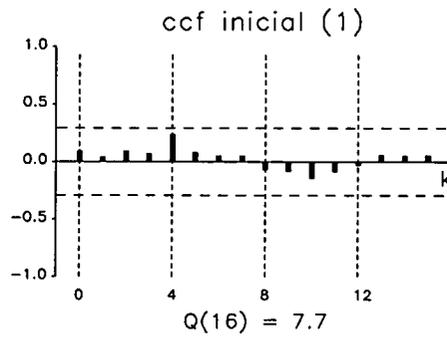
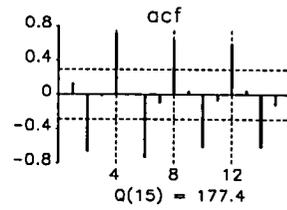
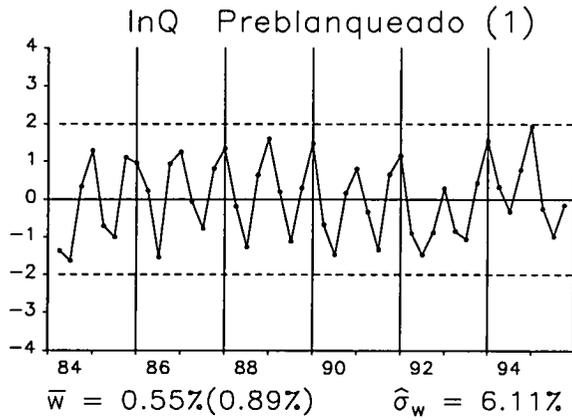
intermedia o de los de un modelo *final*. A la derecha de este tipo de gráficos se acompañan los de la *acf* (arriba) y la *pacf* (abajo) con iguales características a los del Apéndice G.3.

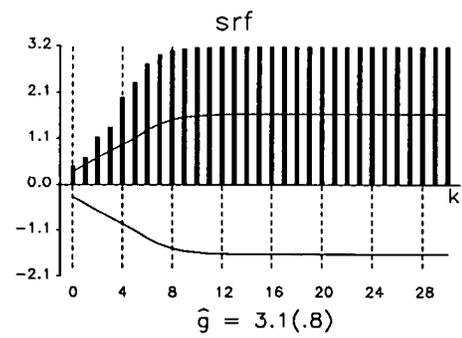
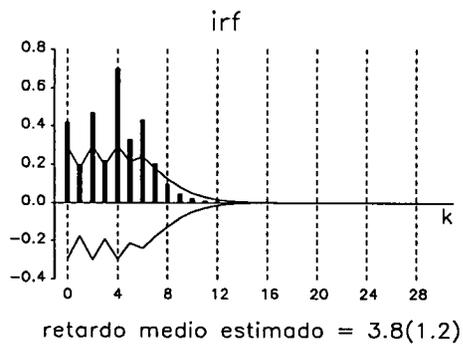
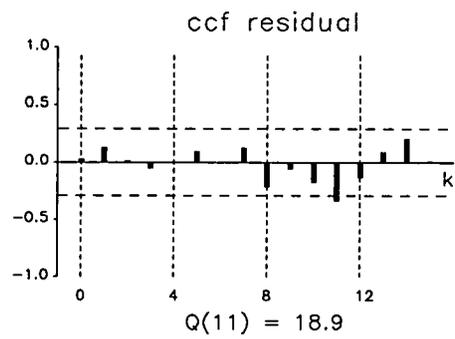
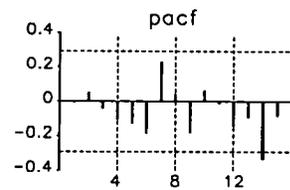
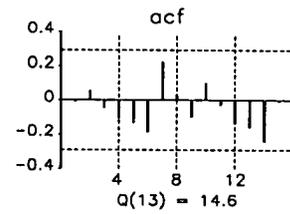
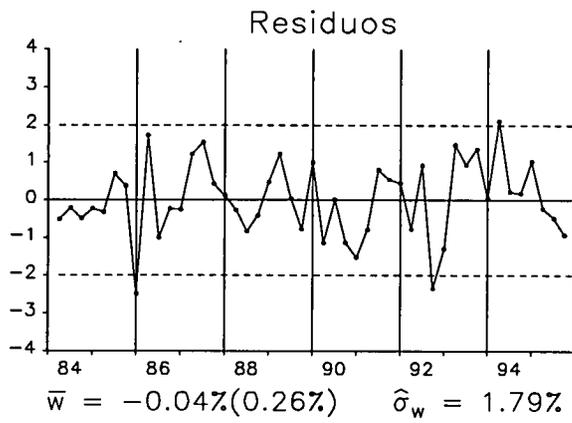
El análisis de $\ln Q$ es un caso especial. Adicionalmente se incluyen los gráficos del $\ln Q$ *Preblanqueado* (1) y del $\ln Q$ *Preblanqueado* (2). En el primer caso, el output se construye en desviaciones de componentes de estacionalidad determinista presentes en el modelo univariante M2.Q, y en el segundo, de los presentes en el modelo univariante M3.Q. También se incluyen las correspondientes *ccf iniciales* (1) y (2).

Al final de cada informe se acompañan los gráficos de la *irf* y *srf* estimadas. En el eje de abscisas se representan los retardos k y en el de ordenadas, los valores de las correspondientes funciones estimadas y los de sus respectivas bandas de confianza. Los valores de la *irf* y de la *srf* se representan mediante barras verticales. Las bandas de confianza se dibujan en trazo continuo y entorno a cero. El valor de la banda superior (inferior) de una determinada función en el retardo k , es más (menos) dos veces la desviación típica del valor de la función en el retardo k . Con líneas verticales discontinuas se marcan el retardo cero y los retardos múltiples de cuatro, hasta alcanzar el retardo ventiocho.

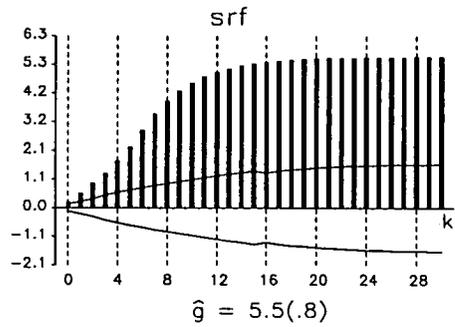
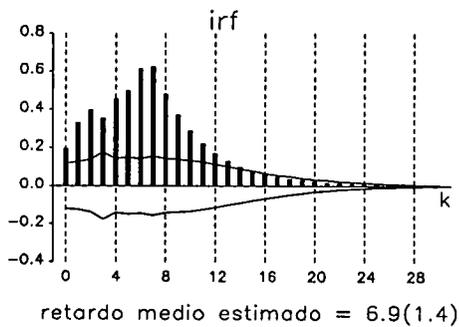
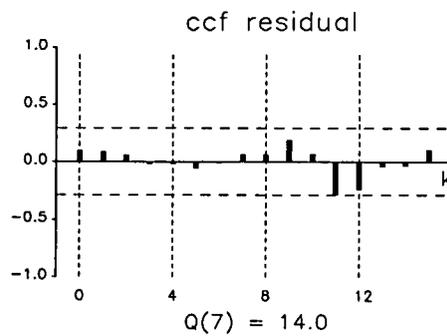
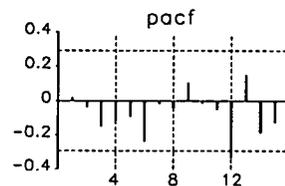
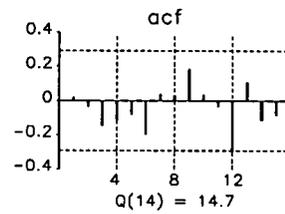
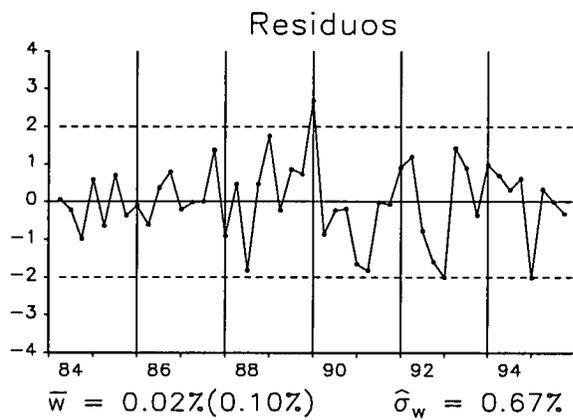
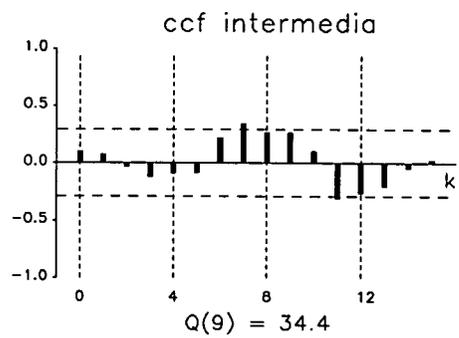
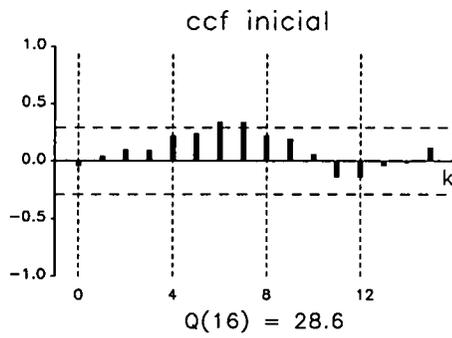
Al pie de los gráficos de la *irf* y de la *srf* se escriben, respectivamente, el valor del retardo medio estimado y el de la ganancia a largo plazo estimada. Junto a estos valores aparecen sus respectivas desviaciones típicas estimadas. No se escribe la desviación típica de la ganancia a largo plazo cuando el output del modelo de relación representado es una variable nominal, $\ln S$, $\ln P$ ó $\ln PC$. Esto es debido a que las funciones de transferencia de relación con cada una de estas variables como output se estiman restringidas a tener ganancia unitaria a largo plazo.

Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de $\ln Q_t$

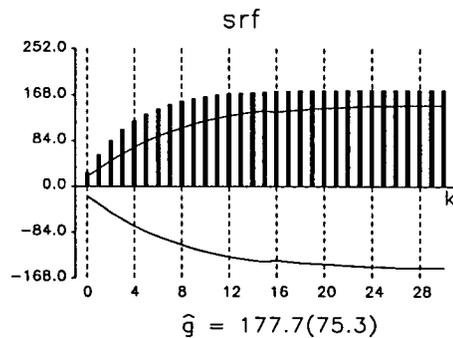
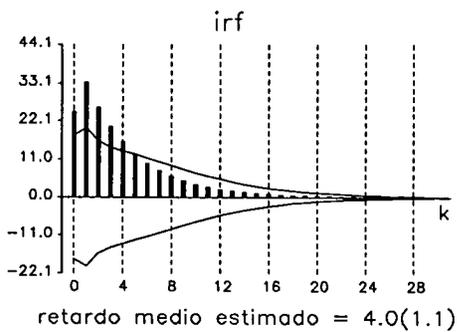
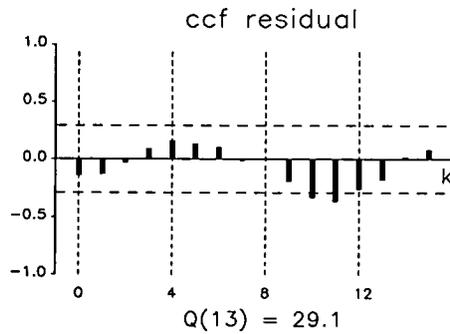
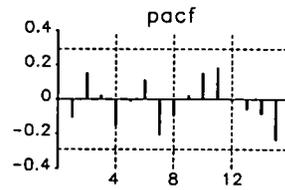
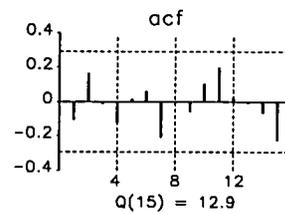
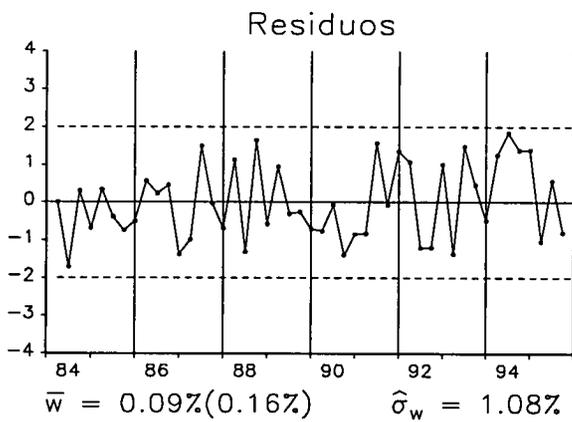
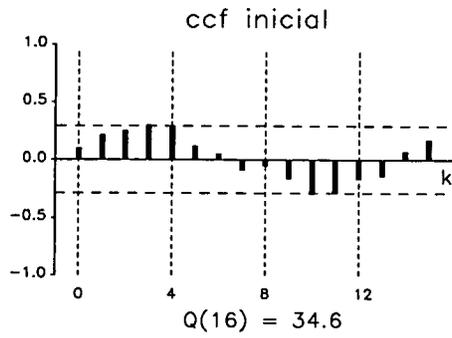




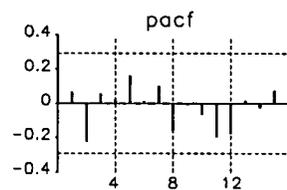
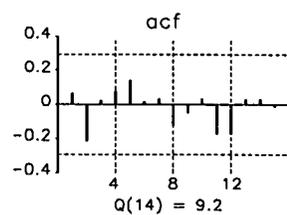
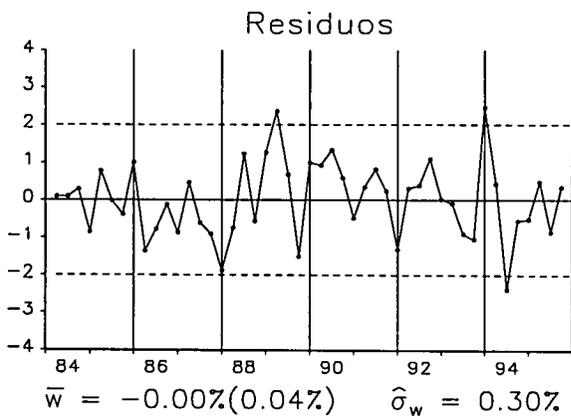
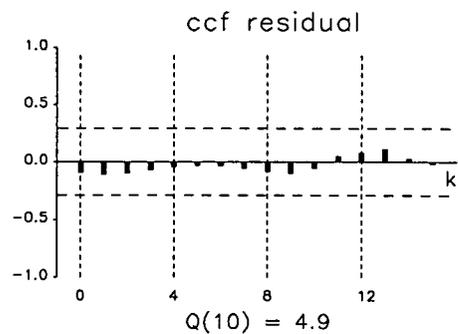
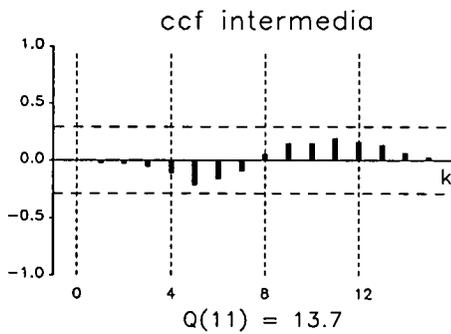
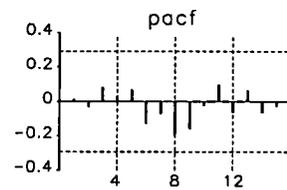
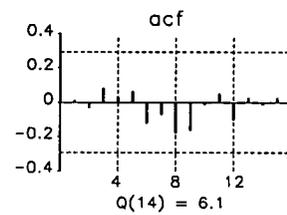
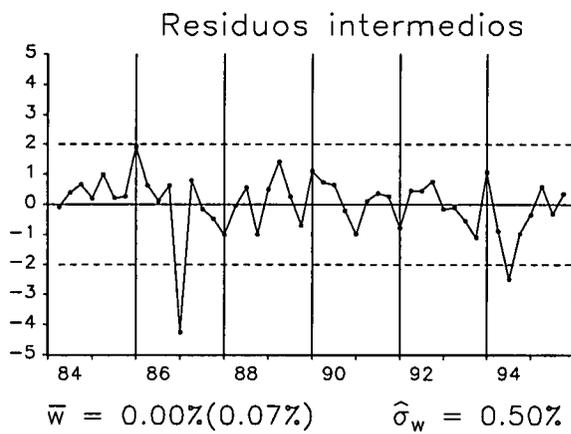
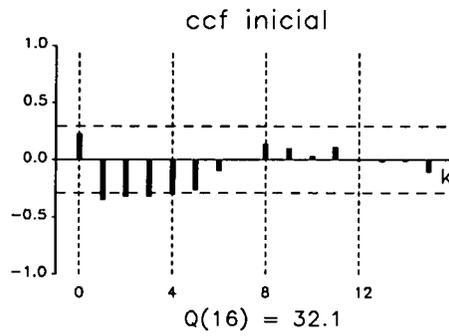
Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de $\ln E_t$

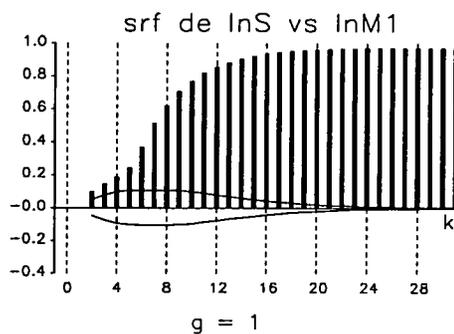
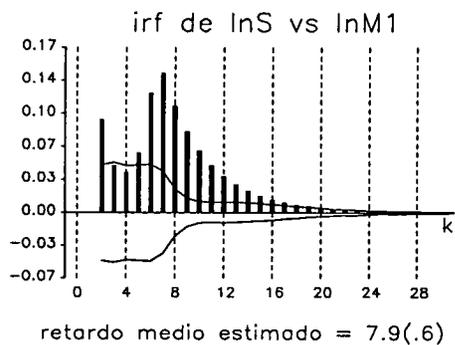
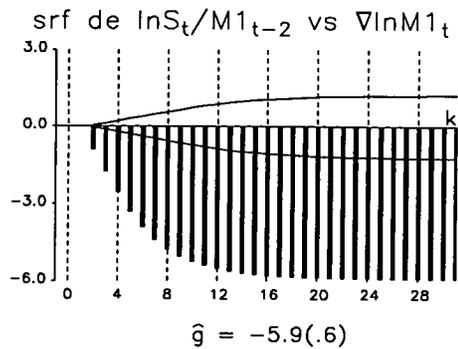
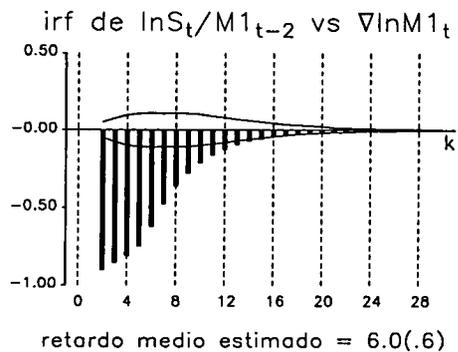


Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de U_t

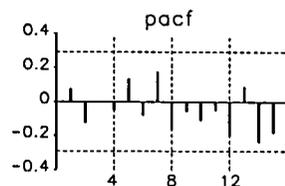
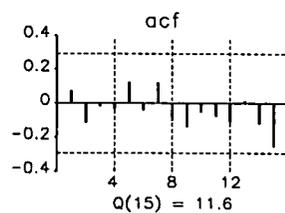
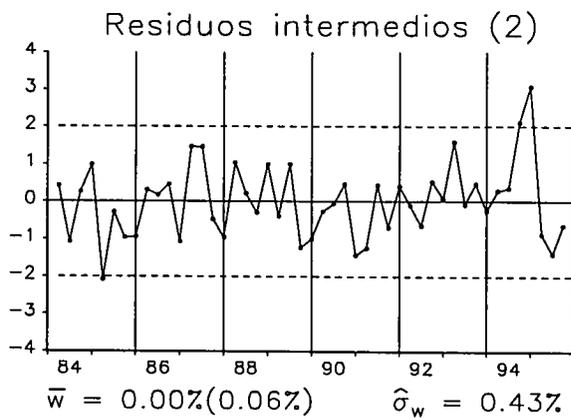
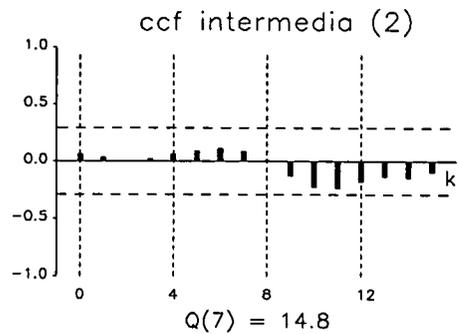
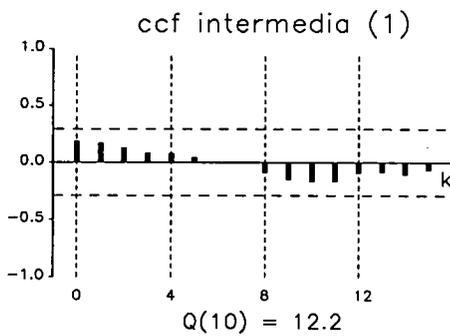
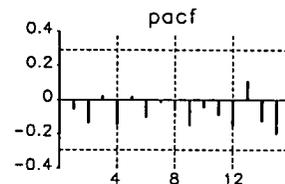
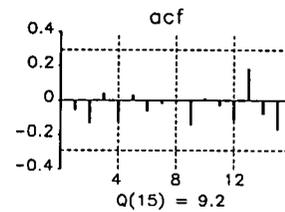
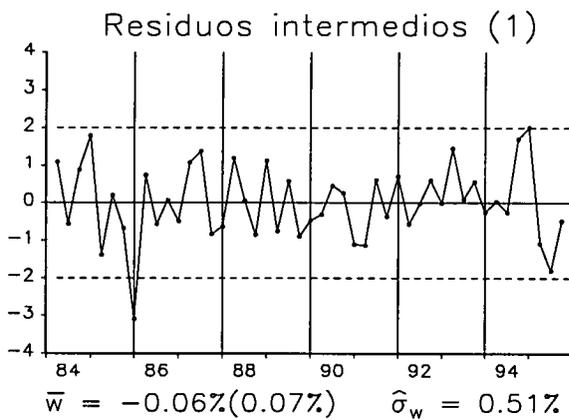
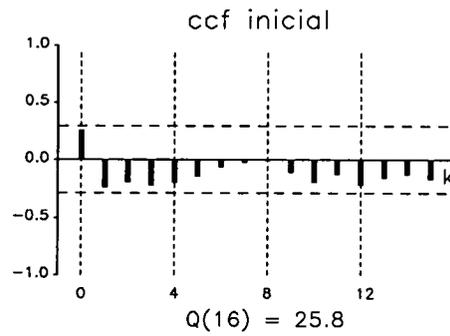


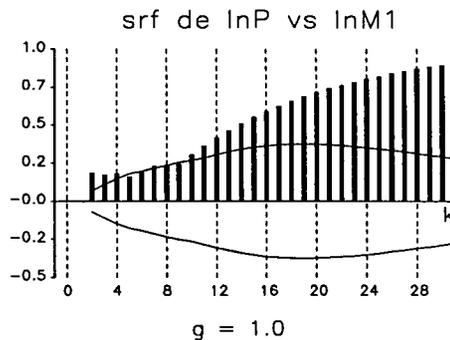
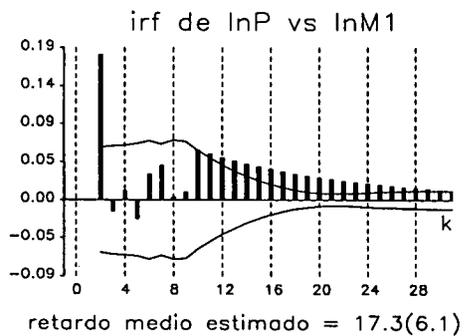
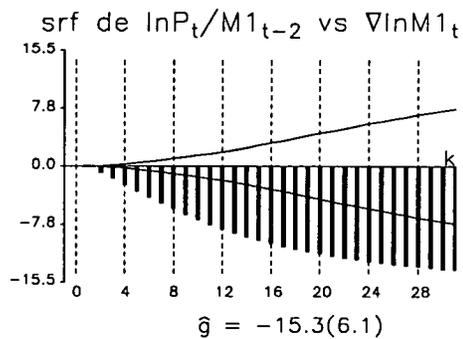
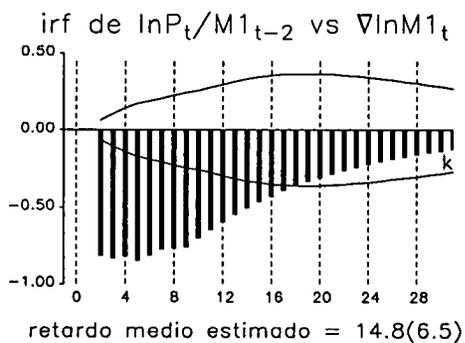
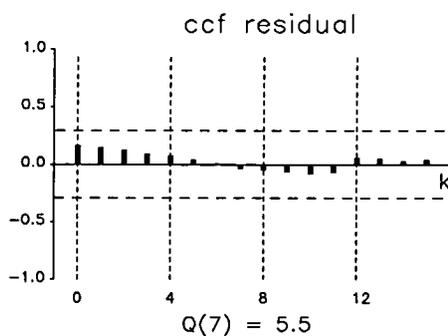
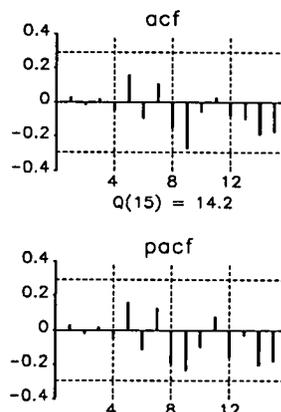
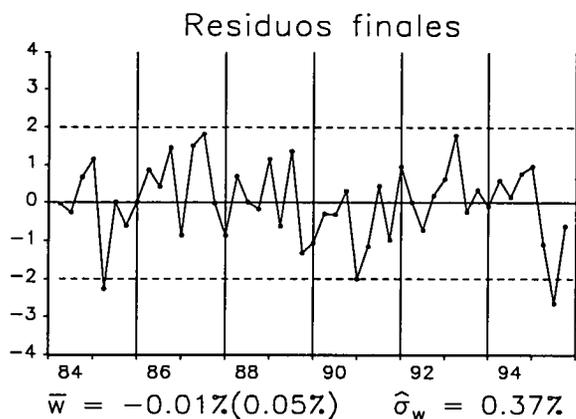
Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de $\ln S_t$



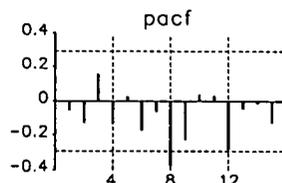
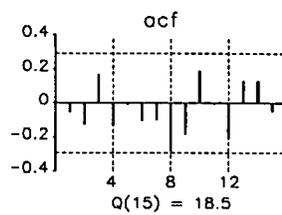
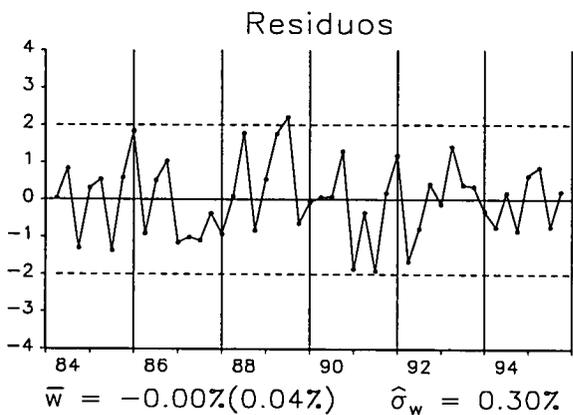
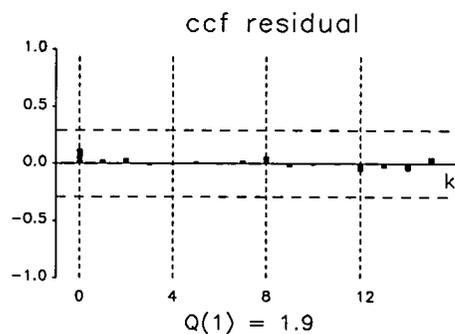
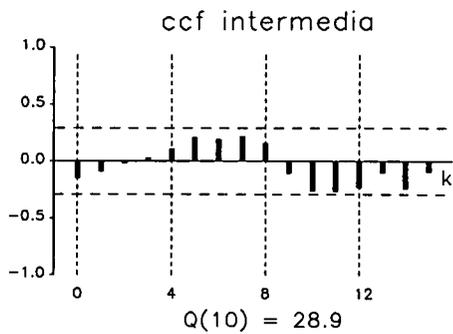
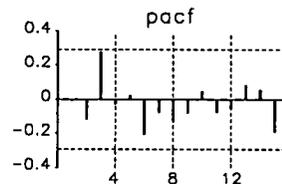
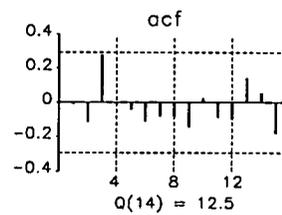
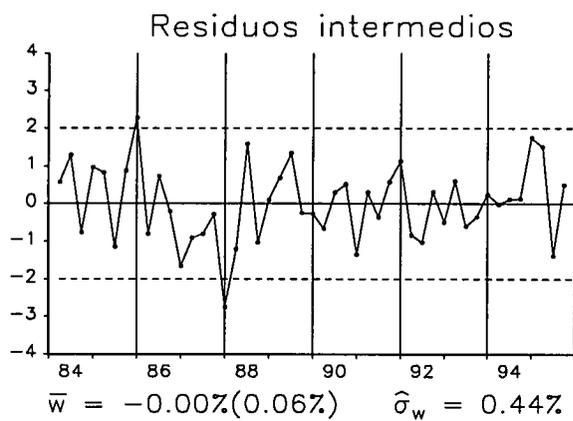
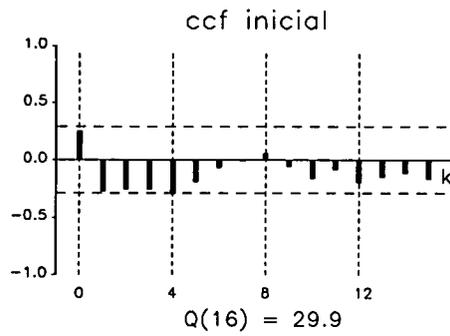


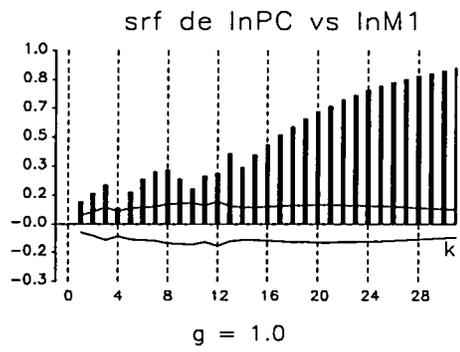
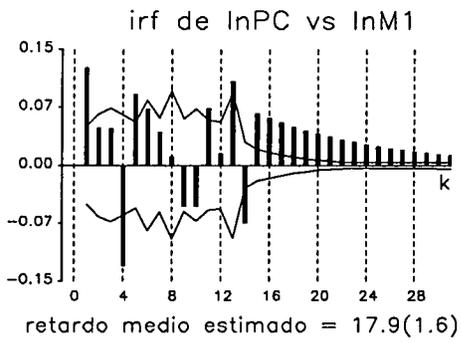
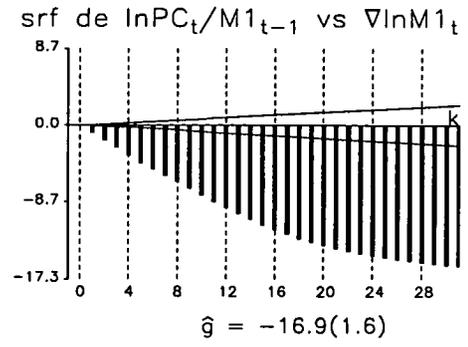
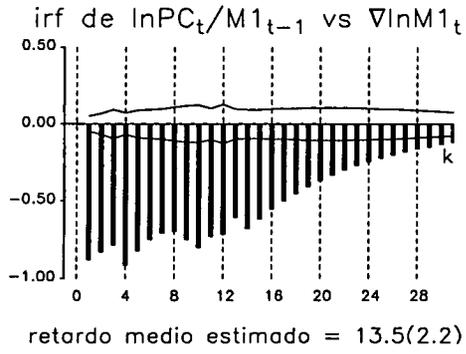
Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de $\ln P_t$



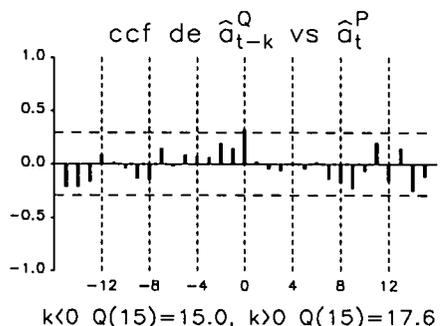
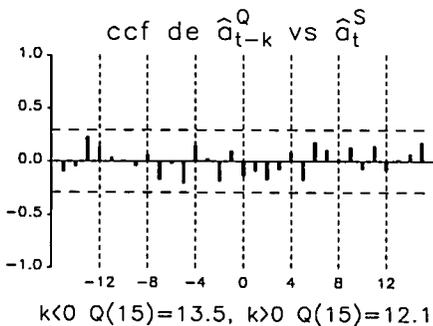
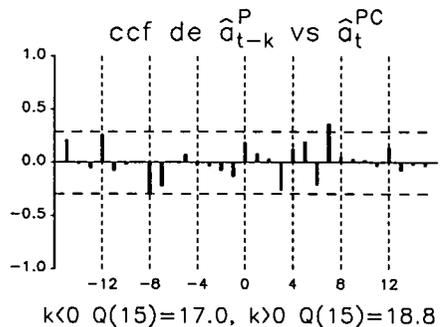
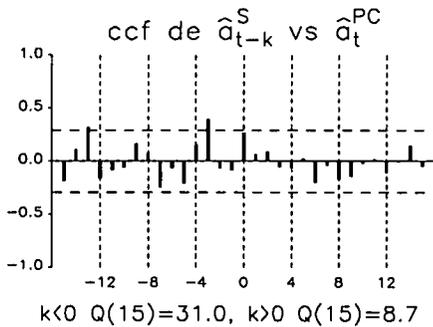
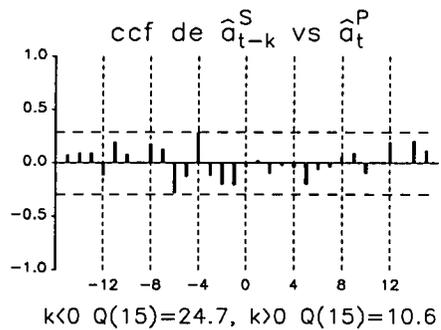
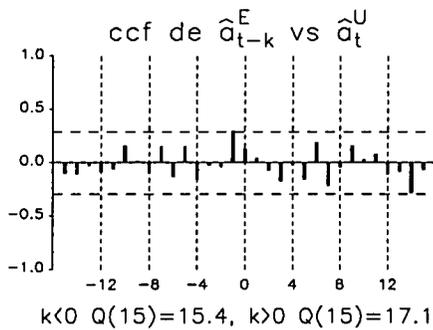
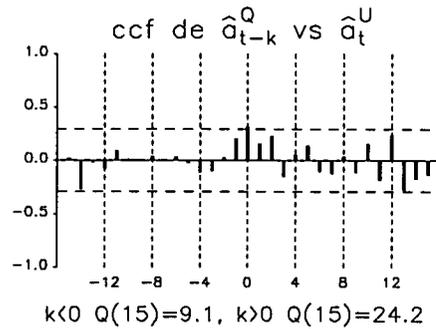
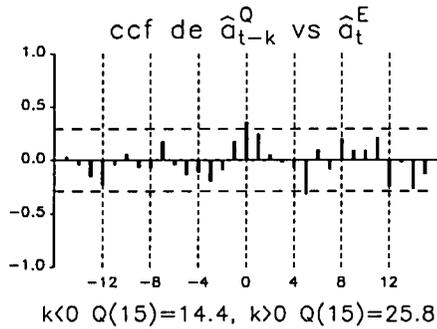


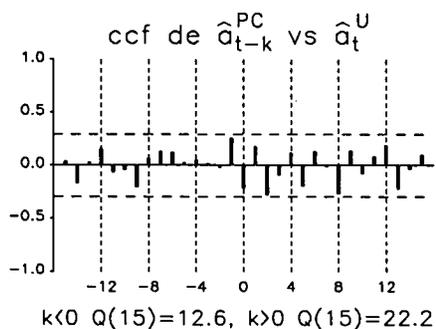
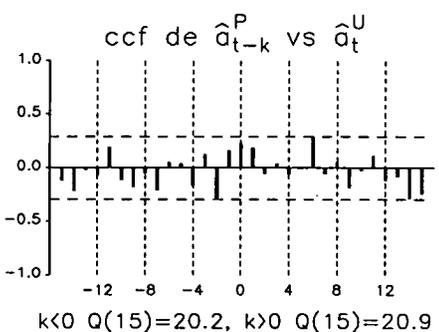
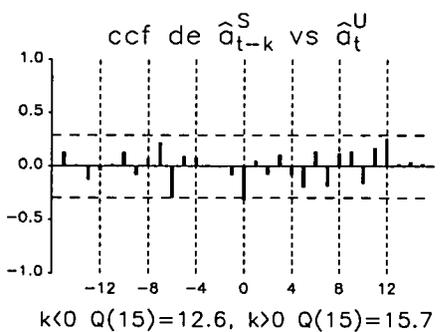
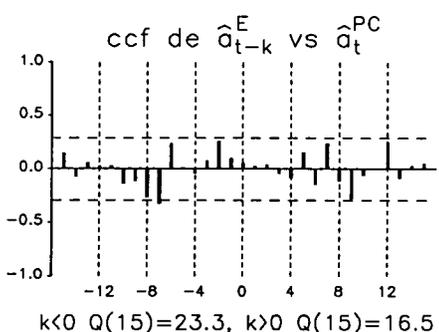
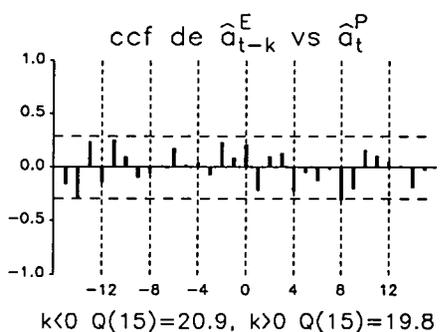
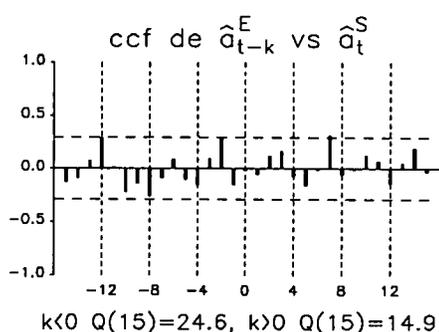
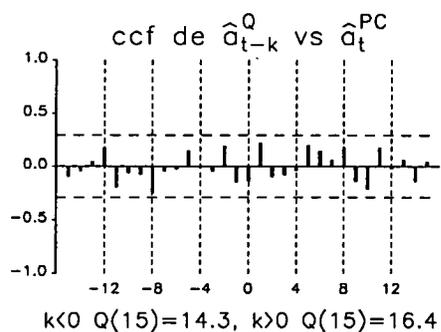
Instrumentos gráficos y estadísticos del análisis de $\ln PC_t$





Funciones de correlación cruzada entre residuos de modelos de transferencia:
 $\ln Q_t$, $\ln E_t$, U_t , $\ln S_t$, $\ln P_t$ y $\ln PC_t$





CAPÍTULO 7

Conclusiones y Direcciones para la Investigación Futura

En este capítulo se resumen las contribuciones principales de esta tesis y se describen las direcciones de investigaciones futuras que los estudios efectuados sugieren. Esta tesis está formada por un conjunto de estudios econométricos de series temporales estadísticas de la Industria Española (sin construcción), inicialmente entre I/75-IV/95 y, con atención especial, entre IV/83-IV/95. Este capítulo se organiza en secciones, una por cada contribución identificable, aunque no todas de la misma envergadura. También se comentan las direcciones que conducen a investigaciones futuras, motivadas por los resultados y las limitaciones de este trabajo.

7.1 Catálogo y Selección de Datos

Se construye un catálogo de las series temporales estadísticas disponibles en las estadísticas españolas referidas al total del Sector Industrial sin construcción (Apéndice B). A partir de este catálogo se efectúan diversas selecciones del conjunto de variables a analizar. Se elige estudiar series trimestrales, por lo que las series anuales, i.e, quedan excluidas. Una segunda selección entre las variables trimestrales se basa en la disponibilidad de un tamaño muestral suficiente para el análisis y en la fiabilidad estadística de la fuente de datos.

Este catálogo de datos ofrece una descripción detallada de los contenidos de la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI). Esta es una fuente de datos muy rica, que como en la próxima sección se expone, define diversas líneas de investigación futura. De esta encuesta únicamente se estudian en esta tesis, dos series que miden los conceptos

económicos de Grado de Utilización de la Capacidad Productiva y la Previsión del mismo.

Asumo la actualización y mantenimiento continuo del catálogo de datos como proyecto para el futuro inmediato. Pretendo publicar esta información en Internet con el fin de que los investigadores interesados puedan consultarla.

El Apéndice D contiene los datos estadísticos, las fuentes y las definiciones de las series analizadas en esta tesis. En este apéndice también se detalla la construcción de la serie del Salario Nominal Medio, basado en la Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo. Esta fuente ha sido poco explotada en estudios econométricos, quizás debido al formato peculiar con que se presentan los datos. Los métodos de construcción del Salario Nominal Medio aquí empleados pueden también aplicarse tanto a los datos correspondientes a subsectores industriales como a los de sectores no industriales.

7.2 Análisis Univariantes

Los modelos univariantes construidos son el contenido del Capítulo 3 y parte del Capítulo 6, y el punto de partida para la elaboración de los modelos de relación de los Capítulos 4, 5 y 6. Pueden resultar útiles en operaciones prácticas de seguimiento y previsión, aunque no es este el objetivo central de esta tesis.

En el Capítulo 3 se analizan 22 indicadores de Producción, Empleo, Uso del Capital, Salarios, Financiación, Conflictividad Laboral, Precios, Exportaciones e Importaciones.

Destacan los resultados obtenidos para las series analizadas de la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (INE), donde se descubre que el cambio metodológico operado en I/89 significa un cambio en el proceso generador de los datos por submuestras (I/81-IV/88 y IV/88-IV/95). Estas submuestras son insuficientemente largas para los análisis de relación y no coinciden ni aproximadamente con la submuestra que se elige en los análisis de relación (IV/83-IV/95) del Capítulo 6. Estos resultados realzan la relevancia que el indicador del Salario Nominal Medio construido tiene en esta

investigación.

Se comprueba que en ocasiones el análisis univariante de (los logaritmos de) variables ratio (con interpretación económica) es capaz de detectar relaciones de cointegración $CI(2,1)$ con coeficientes $(1,-1)$. Ejemplos con resultado positivo pueden encontrarse entre (los logaritmos de) las variables del Índice General de Precios Industriales ($\ln P$), los Precios de Exportaciones ($\ln PX$) y los Precios de Importaciones ($\ln PM$) de Productos Industriales Terminados, donde se descubren dos relaciones $CI(2,1)$ (Capítulo 3). Los ejemplos de resultados sin éxito son más numerosos (Apéndice E.3). Destaca que los análisis univariantes, mencionados en el Apéndice E.3, del salario real en términos de producto industrial ($\ln S/P$), salario real en términos de consumo ($\ln S/PC$) y precio relativo de productos industriales en términos de consumo ($\ln P/PC$) no revelan cointegración. Sin embargo, los análisis univariantes de las variables Inversa de Saldos Reales en términos de Empleo ($\ln S/MI$), de Producto Industrial ($\ln P/MI$) y de Consumo ($\ln PC/MI$) indican que estas variables son $I(1)$ (Capítulo 6). Estos análisis revelan tres relaciones de cointegración. Además, estos resultados de cointegración contradicen los resultados negativos, es decir, implican relaciones $CI(2,1)$ con coeficientes $(1,-1)$ entre pares de $\ln S$, $\ln P$ y $\ln PC$. Parece que todas las variables nominales (S , P , PC , PX , PM y MI) operan en relaciones bivariantes $CI(2,1)$ con coeficientes $(1,-1)$.

Un importante campo de investigación apenas explorado en esta tesis es la base de datos de la ECI. Se trata de una base de datos muy extensa que dispone de una gran variedad de indicadores económicos de la Industria (sin construcción). El análisis univariante de las series de esta base de datos es interesante en varios sentidos. En primer lugar, existe un número elevado de variables que no son medidas a través de otras fuentes estadísticas (i.e. Utilización Capacidad Productiva, Cartera de Pedidos y Stock de Productos Terminados). En segundo lugar, existe un conjunto importante de variables cuyo concepto también es medido a través de otras fuentes estadísticas (i.e. Empleo, Producción y Precios). Parece tener interés propio comparar dos indicadores distintos del

mismo concepto económico con el fin de evaluar sus diferencias. En tercer lugar, además de las series de Uso del Capital analizadas en esta tesis, existen los pares de variables de Nivel (realización) y Tendencia (previsión) de la Cartera de Pedidos, los Stocks de Productos Terminados, la Producción y el Empleo. Cada uno de estos pares contiene una variable realización y otra que es la previsión de la anterior (un período hacia adelante). Interesa en cada caso, averiguar si la serie previsión es capaz de mejorar la previsión univariante de la variable realización. En estas dos últimas líneas de investigación está el trabajo de Estrada y Urtasun (1998).

Resulta evidente que, del análisis superficial de los contenidos de la ECI, se desprenden un conjunto de preguntas interesantes. Para responderlas, todas ellas precisan, como punto de partida, la construcción de modelos univariantes.

7.3 Previsión de la Utilización de la Capacidad Productiva

En el Capítulo 4 se estudia la calidad predictiva de la Previsión (un trimestre hacia adelante) de la Utilización de la Capacidad Productiva; ambas series proceden de la ECI. El análisis revela que la serie de la Previsión aporta poca información adicional a la del pasado de la variable Utilización. Los resultados de este estudio indican que la utilidad de la pregunta acerca de la Previsión de la Utilización de la Capacidad Productiva en el cuestionario de la ECI es dudosa.

En el Capítulo 4 se emplea un sencillo procedimiento con el que evaluar la calidad de la Previsión de la Utilización de la Capacidad Productiva. El mismo procedimiento puede ser aplicado, con las matizaciones propias de cada caso, a muchas otras series de la ECI. Tales trabajos constituyen una dirección futura de investigación.

7.4 Asalariados y No Asalariados

El objetivo del Capítulo 5 es el de elegir entre las medidas de empleo disponibles,

un buen indicador de empleo para los análisis de relación del Capítulo 6. El capítulo contiene dos estudios. En el primer estudio se comparan Ocupados y Asalariados (EPA) y se concluye que no hay diferencia substancial entre ambas variables.

7.5 Empleo por EPA y por Seguridad Social

El segundo estudio del Capítulo 5 evalúa las diferencias entre el empleo medido por la variable Ocupados (EPA) y el medido por Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (MTAS). Se descubre que ambas medidas operan en una relación $CI(2,1)$, por lo que, a largo plazo, las variaciones entre ambas variables son casi iguales. Además se comprueba que no es plausible que una de las medidas sea indicador adelantado de la otra. Estos resultados indican que es indiferente elegir una u otra medida para los análisis de relación del Capítulo 6. Se elige Ocupados porque es una serie más larga y porque parecen preferibles los datos de una encuesta de calidad (EPA) a los de un registro administrativo (MTAS).

7.6 Efectos de la Expansión Monetaria

El contenido central del Capítulo 6 es la descripción de los análisis de transferencia efectuados. Se estudia la influencia de la tasa de expansión monetaria del agregado MI sobre las variables Índice General de Producción Industrial ($\ln Q$), Ocupados ($\ln E$), Utilización de la Capacidad Productiva (U), Saldos Reales Monetarios en términos de Empleo ($\ln MI/S$), de Producto Industrial ($\ln MI/P$) y de Consumo ($\ln MI/PC$). A continuación se detallan los resultados de este estudio.

Se descubre que la variable MI es un indicador adelantado de todas las variables de la industria seleccionadas (y de $\ln PC$). Sus efectos son notables tanto a corto plazo como a largo plazo y en ningún caso se detectan señales de realimentación.

Se encuentran relaciones de cointegración entre $\ln S$, $\ln P$, $\ln PC$ y $\ln MI$. Este resultado implica que hay un factor común no estacionario en todas las variables

nominales del sector que se puede identificar con este indicador adelantado.

Los efectos de $\nabla \ln MI$ sobre las variables estudiadas son cuantitativamente importantes. Se observa que un aumento de un 1% de $\nabla \ln MI$ genera, a largo plazo, aumentos en los niveles de un 3.1% en $\ln Q$, 5.5% en $\ln E$, 1.8% en U , 5.9% en $\ln(MI_{t-2}/S_t)$, 15.3% en $\ln(MI_{t-2}/P_t)$ y 15.9% en $\ln(MI_{t-2}/PC_t)$. Por supuesto, también aumenta las tasas de inflación $\nabla \ln S$, $\nabla \ln P$ y $\nabla \ln PC$ en un 1% a largo plazo.

De los resultados anteriores se deduce que los efectos de $\nabla \ln MI$ a largo plazo tienen interpretaciones económicas sugerentes. Cuando $\nabla \ln MI$ aumenta en un 1%, la productividad media del factor trabajo ($\ln Q/E$) decrece a largo plazo en un 2.4%, el salario real en términos de producto industrial ($\ln S/P$) aumenta en un 9.4%, en términos de consumo ($\ln S/PC$) aumenta en un 10%, la proporción del valor del output industrial que supone la masa salarial ($\ln[(S)(E)/(P)(Q)]$) aumenta en un 11.8% y el precio relativo de bienes industriales versus bienes y servicios de consumo no industriales ($\ln P/PC$), no sufre cambios.

Se observa que las varianzas residuales estimadas de los modelos de transferencia son considerablemente inferiores a las de los respectivos modelos univariantes. Estas reducciones ascienden a un 44% en $\ln Q$, 53% en $\ln E$, 23% en U , 37% en $\ln S$, 62% en $\ln P$ y 64% en $\ln PC$.

La lentitud de las respuestas estimadas indica que MI resultará muy útil en operaciones de previsión y seguimiento de las variables del sector. Se observa que las respuestas frente a $\nabla \ln MI$ con retardo medio estimado más bajo son las de $\ln Q$ y U con un año, seguidas de la de $\ln(S_t/MI_{t-2})$ con seis trimestres y la de $\ln E$ con siete trimestres. Las respuestas con retardo medio estimado más elevado son las de $\ln(PC_t/MI_{t-2})$ con trece trimestres y $\ln(P_t/MI_{t-1})$ con quince trimestres. Las respuestas de las variables nominales frente a $\ln MI$ tienen un retardo medio estimado de dos años en $\ln S$ y de cuatro años en $\ln P$ y $\ln PC$.

Se aprecia que todas las variables output depuradas de los efectos del dinero son

necesariamente reales e $I(1)$ en la frecuencia cero. En consecuencia, el estudio de relaciones entre ellas excluye la ilusión monetaria y facilita la interpretación económica de relaciones posibles entre sus niveles. Es interesante que en la submuestra actual se encuentran pocas evidencias de relaciones destacadas entre las variables output depuradas de los efectos de $M1$.

La elección de $M1$ en esta investigación como medida de la cantidad nominal de dinero en manos del público no bancario, frente a los agregados monetarios de $M2$, $M3$ y ALP , está justificada en base a argumentos teóricos y estadísticos (Sección 6.3.1). Un tratamiento más general de esta elección requiere un conjunto de estudios adicionales. En primer lugar, se podrían analizar relaciones entre estos agregados monetarios en un modelo cuatrivariante. La forma en que pueden especificarse el estudio de sus relaciones es variada. Por ejemplo, una posibilidad sería relacionar los niveles de $M1$, $M2$, $M3$ y ALP . Otra posibilidad sería estudiar relaciones entre $M1$, $M2 - M1$, $M3 - M2$ y $ALP - M3$, esto es, entre $M1$ y los componentes que, por agregación acumulativa en $M1$, resultan en $M2$, $M3$ y ALP . En segundo lugar, se podrían estudiar los efectos que otros indicadores económicos (p.e de política monetaria) podrían tener sobre estos agregados monetarios (en la forma escogida). Un tercer tipo de estudio, ligado con los dos anteriores, sería el análisis de los efectos de estos agregados monetarios, y de otros indicadores con efectos sobre éstos, sobre las variables de industria seleccionadas. Se pone de manifiesto que un tratamiento más general de la elección de uno o varios indicadores potencialmente adelantados de las variables de la industria es una línea de investigación futura muy amplia y variada.

Una extensión natural de la investigación presente es la reestimación de los modelos finales de transferencia (y de los modelos univariantes necesarios para su formulación) en una muestra más larga y llegando a fechas más recientes. Con esta propuesta de trabajo se pretende contrastar la fiabilidad de los resultados obtenidos, y mejorar la estimación de todos los parámetros, en especial los efectos a corto plazo de las

respuestas más lentas ($\ln P$ y $\ln PC$).

Una línea de trabajo adicional consiste en la estimación conjunta de los seis modelos de transferencia en la muestra ampliada. Este ejercicio no está exento de dificultad dado el elevado número de parámetros con el que cada relación se modeliza, pero constituye el paso próximo en esta secuencia de trabajos de investigación.

Por último, se propone para el futuro el estudio de las relaciones entre las variables de la industria depuradas de los efectos de la cantidad nominal de dinero MI . Se trata de extender el conjunto de modelos de transferencia de un sólo output cada uno, a un modelo de transferencia con outputs múltiples.

7.7 Otras Investigaciones Futuras

Una importante línea de investigación es la que engloba el tratamiento del sector exterior. En el Capítulo 3 se describe la construcción de los modelos univariantes de las series de volumen y de índices de precios de Exportaciones e Importaciones de Productos Industriales Terminados. De hecho, los índices de precios de exportación e importación mencionados resultan cointegrados con el Índice General de Precios Industriales. También se presenta el modelo del Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales. Todas estas variables pertenecientes al sector exterior pueden relacionarse con las variables del sector industrial, pero el estudio de tales relaciones no se realiza en esta tesis y debe realizarse en el futuro como extensión de la misma.

Una variable probablemente relevante para el sector industrial, pero no tratada en esta tesis, es el precio interior del petróleo. Se trata de una variable seguramente exógena al sector, porque se forma en función del tipo de cambio y del precio del petróleo en los mercados mundiales. Los datos de esta variable se recogieron y se realizó un análisis univariante de la serie, que parece seguir un paseo aleatorio. Sería deseable en el futuro evaluar los efectos de esta variable sobre las variables del sector industrial.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alavi, A.S. y G.M. Jenkins (1981). "Some Aspects of Modelling and Forecasting Multivariate Time Series," *Journal of Time Series Analysis*, 2, pp. 1-47.
- Aranda Martín, D., A. González Romero, A. Petitbó Juan (1994). "Las Encuestas de Opiniones Empresariales. Un instrumento Útil para Conocer la Coyuntura Industrial," *Revista de Economía Industrial*, nº 299, pp. 137-156.
- Box, G.E.P., y D.R. Cox (1964). "An Analysis of Transformations," *Journal of Royal Statistical Society, Ser.B*, 26, pp. 211-252.
- Box, G.E.P., G.M. Jenkins y G.C. Reinsel (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Tercera Edición. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Box, G.E.P., y G.C. Tiao (1975). "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Data," *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 70-79.
- 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, pp. 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, pp. 160-176.
- De 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, Universidad Complutense de Madrid.
- De Cabo, G. (1998). "¿Incorpora la Contabilidad Nacional Trimestral de España Información Útil de Indicadores Económicos?". *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (2), pp. 277-291.
- Dolado, J.J. y S. Bentolila (1992). "Who Are The Insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms," *Documento de Trabajo nº 9229*, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Dolado, J.J. y J.L. Escrivá (1992). "La Demanda de Dinero en España: Definiciones Amplias de Liquidez," *Moneda y Crédito*, nº 195, pp. 69-99.
- Estrada, A., P. García Perea y A. Urtasun (1998). "Indicadores de Precios, Costes y Márgenes en las Diversas Ramas Productivas," *Documento de Trabajo nº 9801*, Servicio de Estudios del Banco de España.

- Estrada, A. y A. Urtasun (1998). "Cuantificación de Expectativas a partir de las Encuestas de Opinión," *Documento de Trabajo n° 9803*, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Frutos Vivar, R. (1994). "Encuesta de Salarios: Conceptos Generales, Antecedentes y Fuentes Alternativas," *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n° 25-26, pp. 10-27.
- Gallego, J.L. (1995). *Una Familia General de Procesos Estocásticos Estacionales*. Tesis Doctoral. Departamento de Economía Cuantitativa, Universidad Complutense de Madrid.
- Gallego, J.L. y A. B. Treadway (1996). "The General Seasonal ARIMA Family of Stochastic Processes," *Documento de Trabajo*, n° 96.01, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria.
- Gandoy, R. (1988). *Evolución de la Productividad Global en la Industria Española. Un Análisis Desagregado para el periodo 1964-1981*. Tesis Doctoral. Departamento de Economía Aplicada II, Universidad Complutense de Madrid.
- García, S., F.J. Goerlich y V. Orts (1994). "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas," *Economía Industrial*, n° 299, pp. 213-245.
- Giráldez Nuñez, M.T. (1994). "Aspectos Metodológicos de las Estadísticas de Tarifas Salariales," *Revista de Economía y Sociología del Trabajo*, n° 25-26, pp. 41-48.
- Goerlich, F.J. (1994). "Comportamiento Cíclico de la Productividad en la Industria: Shocks de Oferta Versus Shocks de Demanda," *Investigaciones Económicas*, Vol. XVIII (3), pp. 491-515.
- Goerlich, F.J. (1999). "Shocks Agregados Versus Shocks Sectoriales. Un Análisis Factorial Dinámico," *Investigaciones Económicas*, Vol. XXIII (1), pp. 27-49.
- Goerlich, F.J. y V. Orts (1994). "Margen entre Precio y Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. II, n° 6, pp. 29-53.
- Goerlich, F.J. y V. Orts (1996). "Economías de Escala, Externalidades y Atesoramiento de Trabajo en la Industria Española (1964-1989)," *Revista de Economía Aplicada*, n° 11, pp. 151-166.
- Gómez Villegas, J. (1987). *Cambio Técnico de la Economía Española: Un análisis Desagregado para el periodo 1964-1981*. Tesis Doctoral. Departamento de Economía Aplicada II, Universidad Complutense de Madrid.
- Huergo, E. (1998). "Identificación del Poder de Mercado: Estimaciones para la Industria Española," *Investigaciones Económicas*, Vol. XXII (1), pp. 69-91.
- Jimeno Serrano, J.F. y M. Campillo Pita (1993). "La Importancia de los Shocks Agregados y de los Shocks Microeconómicos en la Economía Española," *Revista Española de Economía*, n° 10, pp. 321-348.

- Instituto Nacional de Estadística (1990). *Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios. Resultados Correspondientes a los Tres Primeros Trimestres del año 1989*. Madrid.
- Ljung, G. M. y G. E. P. Box (1978). "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65(2), pp. 297-303.
- Mauricio, J. A. (1995). "Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models," *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 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, pp. 361-366.
- Mauricio, J.A. (1997). "Algorithm AS 311: The Exact Likelihood Function of a Vector Autoregressive Moving Average Model," *Applied Statistics*, 46, pp. 157-171.
- Relloso, S. (1997). *Un Modelo Multivariante para la Previsión y el Seguimiento del Empleo por Sectores, Activos y Parados*. Tesis Doctoral. Departamento de Economía Cuantitativa, Universidad Complutense de Madrid.
- Rey del Castillo, P. (1994). "Los Indicadores Industriales de Base 1990," *Economía Industrial*, nº 299, pp. 157-164.
- Sánchez Pérez, R. (1997). "Productividad y Desempleo: Un Estudio a través de Salarios de Eficiencia," *Estadística Española*, Vol. 39, Núm. 142, pp. 185-205.
- Sanz, R. (1983). "Análisis Cíclicos. Aplicación al Ciclo Industrial Español," *Documento de Trabajo*, nº 8312, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Segarra, A. y J. Arcarons (1999). "Economías Externas en la Industria Española. Un Análisis Regional, 1980-1992," *Revista de Economía Aplicada*, nº 19, pp. 31-60.
- Shin, D.W y W.A. Fuller (1998). "Unit Root Tests Based on Unconditional Maximum Likelihood Estimation for the Autoregressive Moving Average," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, No. 5, pp. 591-599.
- Síntesis Mensual de Indicadores Económicos (1991). "Los Costes Laborales Unitarios Relativos Trimestrales: Metodología y Resultados", pp. XXI-XXXII, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Tiao, G.C. y G.E.P. Box (1981). "Modeling Multiple Time Series with Applications," *Journal of the American Statistical Association*, 76 (376), pp. 802-816.
- Treadway, A.B. (1979). "La Inflación y la Política Monetaria: Aplicaciones del Enfoque Box-Jenkins," *Cuadernos Económicos del ICE*, nº 11 y 12, pp. 147-202.
- Valle Muñoz, S., López Serrano, A. y Montes Gan, V.J. (1994). "La Base Industrial de Datos Económicos Reales, Bidder," *Revista de Economía Industrial*, nº 299, pp. 177-206.

APÉNDICE B

Datos de la Industria Española Sin Construcción

En este apéndice se pretende sintetizar la oferta de series temporales disponibles en las estadísticas españolas, para el total del Sector Industria Sin Construcción. El resultado de esta búsqueda se presenta en la Tabla B, al final de este apéndice. Por un lado, facilita la labor investigadora de cualquier lector interesado en el tema y, por otro lado, ayuda a justificar la elección de las series analizadas en esta tesis.

Las columnas de la Tabla B presentan el nombre de cada serie y describen su procedencia (P), longitud del intervalo muestral (I), fechas de disponibilidad, fuente original, localización y código oficial. Las siglas que denotan tanto la procedencia de la serie (encuesta o registro), como las que describen las instituciones y organismos oficiales responsables de su construcción, se encuentran al final de estas líneas.

La longitud del intervalo muestral de las series es anual (A), mensual (M) o trimestral (T). La disponibilidad de datos se describe mediante el año de inicio, seguido del año final cuando la estadística se ha dejado de publicar. Si los datos no son anuales, al año le precede un número arábigo o romano seguido de una barra, que indica respectivamente, el mes en el caso de series mensuales y el trimestre en el de las trimestrales.

En cuanto a la localización, la mayor parte de las series pueden ser obtenidas a través de Internet (<http://www.ine.es> y <http://www.mtas.es>, direcciones del Instituto Nacional de Estadística (INE) y del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS), respectivamente). Las series de la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI), construidas por el Ministerio de Industria y Energía (MINER), pueden ser obtenidas, previa petición, en la Secretaría General Técnica, Subdirección General de Estudios del ministerio

mencionado. En la base de datos *Series* del Ministerio de Economía y Hacienda (MEH), pueden encontrarse muchas de las series contenidas en las anteriores bases, además de las producidas por la Dirección General de Política Económica y Defensa de la Competencia, Subdirección General de Previsión y Coyuntura (DGPC) de este ministerio.

Las series de "Empleo total" y "Empleo asalariado" de la Contabilidad Nacional de España (CNE), aparecen desagregadas en "Total productos energéticos" y "Total productos industriales" en la Tabla B. Éstas son las partidas que componen la rúbrica de "Industria sin construcción", no disponible en Internet en la actualidad. Se encuentra una excepción en "Producción efectiva", que solamente aparece en la categoría correspondiente a "Total productos energéticos". De manera similar, en la Estadística de Sociedades Mercantiles (SM) se ofrecen el número y capital de sociedades mercantiles constituidas, bajo los epígrafes de "Energía y agua", "Extracción y transformación de minerales no energéticos y productos derivados e industrias químicas", "Industrias transformadoras de metales y mecánica de precisión" y "Otras industrias manufactureras", que conforman, de acuerdo con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE), el Sector Industria Sin Construcción. En cuanto a las series de la Nueva Encuesta de Salarios (NES) y la Encuesta de Salarios de la Industria y los Servicios (SIS), están referidas al total de categorías (empleados y obreros), total de establecimientos y ambos tipos de contrato (tiempo completo y parcial).

La base de datos construida por García *et al.* (1994), en adelante GGO, contiene series anuales de 14 sectores industriales desde 1964 a 1989. Esta base de datos está elaborada mediante la combinación de tres fuentes estadísticas distintas. Los datos de 1964 a 1981 son el resultado de una reclasificación en 14 sectores industriales de los datos de Gandoy (1988) y Gómez Villegas (1987). Para el periodo 1978-1989, García *et al.* (1994) emplean los datos de la Encuesta Industrial (EIG).

En el Capítulo 3, se lleva a cabo una exploración univariante inicial de una selección de las series contenidas en la Tabla B. Las razones en las que se basa tal

selección, son varias. Por un lado, la longitud del intervalo muestral elegido en este estudio es trimestral, por lo que no procede el análisis de las anuales (Central de Balances (CB), CNE, EIG, Encuesta Industrial de Empresas (EIE) y base de datos GGO). Con respecto a las series de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR), los estudios de De Cabo (1996, 1998) desaconsejan su investigación. La serie de "Consumo de energía eléctrica con usos industriales" (Banco de España (BE)) queda excluida al dejar de publicarse en 1994.

Tampoco se estudian series que se obtienen al combinar la información procedente de otras incluidas en la Tabla B. Este es el caso de la serie "Coste laboral unitario en la industria manufacturera" (DGPC del MEH), que *"se define como la remuneración por asalariado dividida por la productividad por ocupado"*, y que no se investiga por dos razones. En primer lugar, en su construcción se emplean las series de "Valor Añadido Bruto" (CNE) trimestralizada, "Ganancia media por trabajador" (Nueva Encuesta de Salarios (NES), Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (SIS)) y "Ocupados" (Encuesta de Población Activa (EPA)). Para más detalles, véase "Síntesis Mensual de Indicadores Económicos", Mayo 1991. En segundo lugar, la serie del coste laboral es un índice referido al subsector manufacturero, cuya ponderación en el Índice General de Producción Industrial no supera el 40% del total de la industria.

La serie "Índice de clima industrial" (DGPC del MEH) es el resultado de un proceso de desestacionalización llevado a cabo por el Banco de España, sobre una combinación lineal de series ("Nivel de cartera de pedidos", "Nivel de existencias de productos terminados" y "Previsión de la producción") procedentes de la ECI, razón por la que tampoco se investiga.

La ECI es una extensa fuente de datos, tanto en número, como en longitud muestral de las series. Su estudio requiere un análisis profundo de diferentes técnicas que permitan la transformación de los datos, medidos en porcentajes y en saldos. Además, se registran faltas de homogeneidad, debido a diversos cambios metodológicos operados en la

encuesta (Aranda Martín *et al.* (1994), Valle Muñoz *et al.* (1994) y Sanz (1983)). Por tanto, el vasto número de series, el especial tratamiento que los datos requieren y los cambios metodológicos, son las tres razones que justifican que su estudio al completo exceda los límites de esta tesis. Las series de la ECI analizadas son la "Utilización" y la "Previsión de Utilización de la Capacidad Productiva", por ser dos variables de interés, no medidas a través de ninguna otra fuente estadística.

Las series procedentes de la Estadística de Apertura de Centros de Trabajo (ACT), Encuesta de Coyuntura Laboral (ECL), Empresas inscritas en la Seguridad Social (EMP), Empresas de Trabajo Temporal (ETT), Sociedades Laborales (LAB), Prestaciones por Desempleo (PDR) y Suspensiones de Pagos y Declaraciones de Quiebra (SQ), no se analizan ya que, dado el fin de muestra escogido (IV/1995), en ningún caso se dispone de más de 36 observaciones por serie, por lo que no parecen factibles análisis estadísticos rigurosos.

Las variables de empleo estudiadas en el Capítulo 3 son "Ocupados", "Asalariados" (EPA) y "Trabajadores en Alta Laboral en el Régimen General y Minería del Carbón" de la Estadística de Afiliación de Trabajadores al Sistema de la Seguridad Social (AFI). Las series de EPA se consideran indicadores de referencia de la evolución del empleo español. La serie de AFI parece ser una medida alternativa a "Ocupados", por lo que con su análisis se pretende estudiar el fundamento de dicha hipótesis. Las series de "Colocaciones registradas según sector de actividad" (Movimiento Laboral Registrado (MLR)), las procedentes de las Estadísticas de Mediación, Arbitraje y Conciliación (MAC), Regulación de Empleo (REG) y SM no se analizan por ser registros administrativos cuya investigación puede llegar a ser muy compleja y costosa en relación a su valor potencial. También se excluye la Estadística de Permisos de Trabajo a Extranjeros (PTE) por su escasa importancia con respecto al total del empleo en el Sector Industria Sin Construcción.

Siglas de Registros y Encuestas, y de Instituciones y Organismos Productores de Series del Sector Industrial (sin construcción)

Los registros y encuestas con información disponible son las siguientes:

ACT:	Apertura de Centros de Trabajo
AFI:	Afiliación de Trabajadores al Sistema de la Seguridad Social
ATE:	Estadística de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales
CB:	Central de Balances
CCT:	Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo
CNE:	Contabilidad Nacional de España
CNTR:	Contabilidad Nacional Trimestral
EA:	Estadística de Aduanas
ECI:	Encuesta de Coyuntura Industrial
ECL:	Encuesta de Coyuntura Laboral
EIE:	Encuesta Industrial de las Empresas
EIG:	Encuesta Industrial
EMP:	Empresas Inscritas en la Seguridad Social
EPA:	Encuesta de Población Activa (Principales Resultados)
ETT:	Empresas de Trabajo Temporal
GGO:	García <i>et al.</i> (1994)
HUE:	Estadística de Huelgas y Cierres Patronales
IPI:	Índice de Producción Industrial
IPR:	Índice de Precios Industriales
LAB:	Sociedades Laborales
MAC:	Estadística de Mediación, Arbitraje y Conciliación
MLR:	Movimiento Laboral Registrado
NES:	Nueva Encuesta de Salarios (año 1989)
PDR:	Prestaciones por Desempleo
PTE:	Estadística de Permisos de Trabajo a Extranjeros
REG:	Estadística de Regulación de Empleo
SIS:	Encuesta de Salarios de la Industria y de los Servicios (año 1996)
SM:	Sociedades Mercantiles
SQ:	Estadística de Suspensiones de Pagos y Declaraciones de Quiebra

y las instituciones y organismos oficiales que las construyen son:

BE:	Banco de España (Boletín Estadístico)
INE:	Instituto Nacional de Estadística (Base de datos: <i>Tempus</i>)
INEM:	Instituto Nacional de Empleo
MINER:	Ministerio de Industria y Energía
MTAS:	Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (Boletín de Estadísticas Laborales (BEL))
MTSS:	Ministerio de Trabajo y Seguridad Social
MEH:	Ministerio de Economía y Hacienda (Base de datos: <i>Series</i>)
RM:	Registro Mercantil

Tabla B¹. Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Apertura de centros de trabajo de nueva creación según sector de actividad	ACT	M	1/1987	MTSS	http://www.mtas.es	ACT-4
Total de aperturas de centros de trabajo según sector de actividad	ACT	M	1/1987	MTSS	http://www.mtas.es	ACT-3
Total trabajadores de los centros de trabajo según sector de actividad	ACT	M	1/1987	MTSS	http://www.mtas.es	ACT-5
Trabajadores de los centros de trabajo de nueva creación según sector de actividad	ACT	M	1/1987	MTSS	http://www.mtas.es	ACT-6
Altas laborales iniciales de trabajadores del Régimen General y Minería del Carbón, según división de actividad económica	AFI	M	1/1985	MTSS	http://www.mtas.es	AFI-14
Altas laborales de trabajadores del Régimen General y Minería del Carbón, según división de actividad económica	AFI	M	1/1985	MTSS	http://www.mtas.es	AFI-10
Bajas laborales de trabajadores del Régimen General y Minería del Carbón, según división de actividad económica	AFI	M	1/1985	MTSS	http://www.mtas.es	AFI-19
Trabajadores afiliados en alta laboral del Régimen General y Minería del Carbón, según rama de actividad	AFI	M	1/1985	MTSS	http://www.mtas.es	AFI-5
Accidentes en jornada de trabajo con baja según sector de actividad	ATE	M	1/1979	MTAS	http://www.mtas.es	ATE-2
Activo circulante	CB	A	1983	BE		
Activo inmovilizado	CB	A	1983	BE		

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Activos financieros a corto plazo	CB	A	1983	BE		
Amortizaciones y provisiones de explotación	CB	A	1983	BE		
Ajuste de flujos internos	CB	A	1983	BE		
Ajustes por periodificación (netos)	CB	A	1983	BE		
Aportación de accionistas	CB	A	1983	BE		
Autofinanciación	CB	A	1983	BE		
Autofinanciación y subvenciones a la explotación	CB	A	1983	BE		
Beneficios no distribuidos	CB	A	1983	BE		
Bienes en arrendamiento financiero	CB	A	1983	BE		
Carga financiera neta	CB	A	1983	BE		
Clientes	CB	A	1983	BE		
Compras netas	CB	A	1983	BE		
Consumos intermedios	CB	A	1983	BE		
Cotizaciones sociales (total, seguridad social y otras cotizaciones)	CB	A	1983	BE		
Disponibilidades (cajas y bancos)	CB	A	1983	BE		
Distribución a los accionistas	CB	A	1983	BE		
Distribución de dividendos	CB	A	1983	BE		
Existencias	CB	A	1983	BE		
Financiación a corto plazo con coste financiero	CB	A	1983	BE		
Financiación neta del circulante	CB	A	1983	BE		

Tabla B (cont.) *Serie del Sector Industria Sin Construcción*

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Financiación neta del inmovilizado	CB	A	1983	BE		
Fondos procedentes de fuera de la explotación	CB	A	1983	BE		
Fondos procedentes de la explotación	CB	A	1983	BE		
Gastos amortizables	CB	A	1983	BE		
Gastos de personal (remuneración total)	CB	A	1983	BE		
Gastos financieros	CB	A	1983	BE		
Importe neto de la cifra de negocios y otros ingresos de explotación	CB	A	1983	BE		
Impuestos sobre los beneficios	CB	A	1983	BE		
Ingresos financieros	CB	A	1983	BE		
Ingresos y gastos extraordinarios	CB	A	1983	BE		
Inmovilizado financiero	CB	A	1983	BE		
Inmovilizado material	CB	A	1983	BE		
Intereses activados y otras revalorizaciones	CB	A	1983	BE		
Inversión neta en inmovilizado	CB	A	1983	BE		
Otro inmovilizado inmaterial	CB	A	1983	BE		
Otros deudores ajenos a la explotación	CB	A	1983	BE		
Otros deudores de la explotación	CB	A	1983	BE		
Otros flujos internos y diferencias de cambio	CB	A	1983	BE		
Otros gastos de explotación	CB	A	1983	BE		
Otros ingresos netos	CB	A	1983	BE		

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Plusvalías netas y diferimiento de resultados	CB	A	1983	BE		
Reconocimientos, condonaciones de deudas y otros	CB	A	1983	BE		
Recursos ajenos	CB	A	1983	BE		
Recursos ajenos circulantes	CB	A	1983	BE		
Recursos ajenos estables	CB	A	1983	BE		
Recursos propios	CB	A	1983	BE		
Resultado antes de impuestos	CB	A	1983	BE		
Resultado económico bruto de la explotación	CB	A	1983	BE		
Resultado económico neto de la explotación	CB	A	1983	BE		
Resultado neto total	CB	A	1983	BE		
Subvenciones a la explotación	CB	A	1983	BE		
Subvenciones de capital	CB	A	1983	BE		
Sueldos y salarios						
Total fondos de financiación del inmovilizado	CB	A	1983	BE		
Trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado	CB	A	1983	BE		
Trabajadores (total, fijos y no fijos)	CB	A	1983	BE		
Tributos	CB	A	1983	BE		
Valor añadido bruto al coste de los factores	CB	A	1983	BE		
Variación de la liquidez	CB	A	1983	BE		
Variaciones de la tesorería	CB	A	1983	BE		

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Valor de la producción	CB	A	1983	BE		
Variación de existencias de mercaderías y primeras materias	CB	A	1983	BE		
Variación de existencias de productos terminados y en curso	CB	A	1983	BE		
Aumento salarial pactado según sector de actividad, año de inicio de los efectos económicos y período de registro. Datos acumulados. Total convenios	CCT	M	1/1982	MTAS	http://www.mtas.es	CCT-4
Convenios según sector de actividad, año de inicio de los efectos económicos y período de registro. Datos acumulados. Total convenios	CCT	M	1/1984	MTAS	http://www.mtas.es	CCT-2
Jornada media pactada según sector de actividad, año de inicio de los efectos económicos y período de registro. Datos acumulados. Total convenios	CCT	M	1/1982	MTAS	http://www.mtas.es	CCT-5
Trabajadores afectados según sector de actividad, año de inicio de los efectos económicos y período de registro. Datos acumulados. Total convenios	CCT	M	1/1982	MTAS	http://www.mtas.es	CCT-3
Consumos intermedios: total industria sin construcción, precios corrientes	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE631012500
Empleo asalariado: total productos energéticos (base 1986)	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE639914020
Empleo asalariado: total productos industriales (base 1986)	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE639914040

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Empleo total: total productos energéticos (base 1986)	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE639913020
Empleo total: total productos industriales (base 1986)	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE639913040
Producción efectiva: total productos energéticos, precios corrientes	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE631011020
Valor añadido bruto a precios de mercado: total industria excepto construcción. Precios constantes (base 1986)	CNE	A	1985	INE	http://www.ine.es	CNE632010500
Valor añadido bruto a precios de mercado: industria sin construcción. Pesetas constantes base 1986. Niveles	CNTR	T	I/1970	INE	http://www.ine.es	CTR2221ZZZ1
Valor añadido bruto a precios de mercado: industria sin construcción. Pesetas corrientes. Niveles	CNTR	T	I/1970	INE	http://www.ine.es	CTR1221ZZZ1
Valor añadido bruto a precios de mercado: industria sin construcción. Precios. Niveles	CNTR	T	I/1970	INE	http://www.ine.es	CTR3221ZZZ1
Exportación de productos industriales terminados	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	500R05
Exportación de productos industriales terminados. Precios constantes	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	502R05
Importación de productos industriales terminados	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	504R05
Importación de productos industriales terminados. Precios constantes	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	506R05

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Precios exportaciones de productos industriales terminados	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	501R05
Precios importaciones de productos industriales terminados	EA	M	1/1981	DGPC	Series - MEH	505R05
Capacidad productiva instalada	ECI	T	3/1987	MINER		
Insuficiencia de la demanda	ECI	T	I/1975	MINER	Series - MEH	321300
Insuficiencia del equipo instalado	ECI	T	I/1975	MINER	Series - MEH	321500
Nivel cartera de pedidos total	ECI	M	12/1963	MINER	Series - MEH	301100
Nivel cartera de pedidos interior	ECI	M	4/1984	MINER	Series - MEH	301101
Nivel cartera de pedidos exterior	ECI	M	10/1963	MINER	Series - MEH	301102
Nivel de empleo	ECI	M	5/1983-12/1986	MINER		
		T	I/1987	MINER		
Nivel de producción	ECI	M	2/1977	MINER	Series - MEH	303100
Nivel de stocks de materias primas	ECI	M	2/1977-12/1986	MINER		
		T	I/1987	MINER		
Nivel de stocks de productos terminados	ECI	M	12/1963	MINER		
Periodo de trabajo asegurado	ECI	M	12/1964-12/1986	MINER		
		T	I/1987	MINER		
Previsión utilización de la capacidad productiva	ECI	T	I/1965	MINER	Series - MEH	321200
Tendencia de cartera de pedidos exterior	ECI	M	1/1987	MINER	Series - MEH	301202
Tendencia de cartera de pedidos interior	ECI	M	1/1987	MINER	Series - MEH	301201

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Tendencia de cartera de pedidos total	ECI	M	9/1963	MINER	Series - MEH	301200
Tendencia de empleo	ECI	M	5/1983	MINER		
Tendencia de precios	ECI	M	9/1963	MINER		
Tendencia de producción	ECI	M	9/1963	MINER	Series - MEH	303200
Tendencia stocks de productos terminados	ECI	M	9/1963	MINER		
Utilización de la capacidad productiva	ECI	T	I/1965	MINER	Series - MEH	321100
Efectivos laborales según sector y sección de actividad	ECL	T	II/1990	MTAS	http://www.mtas.es	ECL-6
Horas extraordinarias por sector de actividad	ECL	T	II/1990	MTAS	http://www.mtas.es	ECL-18
Horas no trabajadas por trabajador según causa y sector de actividad	ECL	T	II/1990	MTAS	http://www.mtas.es	ECL-16
Jornada efectiva media por trabajador según tipo de jornada y sector de actividad	ECL	T	II/1990	MTAS	http://www.mtas.es	ECL-13
Previsión del empresario sobre la variación de efectivos laborales según sector de actividad	ECL	T	II/1990	MTAS	http://www.mtas.es	ECL-20
Adquisiciones de activos materiales mediante leasing	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002NAZZZZ000
Adquisiciones y producción propia de activos materiales	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002LAZZZZ000
Arrendamientos y cánones	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002HAZZZZ000
Cargas Sociales	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002GAZZZZ000
Consumo de materias primas	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001GAZZZZ000

Tabla B (cont.) *Series del Sector Industria Sin Construcción*

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Consumo de mercaderías	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001IAZZZZ000
Consumo de otros aprovisionamientos	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001HAZZZZ000
Consumos y trabajos realizados por otras empresas	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000FAZZZZ000
Dotaciones para amortización del inmovilizado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001LAZZZZ000
Gastos de personal	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000GAZZZZ000
Horas trabajadas	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000BAZZZZ000
Horas trabajadas por el personal no remunerado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002CAZZZZ000
Horas trabajadas por el personal remunerado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002DAZZZZ000
Importe neto de la cifra de negocio	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000CAZZZZ000
Indemnizaciones	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002FAZZZZ000
Inversión realizada en activos materiales	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001MAZZZZ000
Mejoras de activos materiales	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002MAZZZZ000
Otros ingresos de explotación	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001FAZZZZ000
Otros servicios exteriores	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002KAZZZZ000
Personal no remunerado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002AAZZZZ000
Personal remunerado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002BAZZZZ000
Personas ocupadas	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000AAZZZZ000
Prestaciones de servicios	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001CAZZZZ000
Total gastos de explotación	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000HAZZZZ000
Total ingresos de explotación	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000DAZZZZ000
Trabajos realizados para el inmovilizado	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001DAZZZZ000

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Trabajos realizados por otras empresas	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001JAZZZZ000
Servicios exteriores	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001KAZZZZ000
Servicios profesionales independientes	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002IAZZZZ000
Suministros	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002JAZZZZ000
Subvenciones a la explotación	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001EAZZZZ000
Sueldos y salarios	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002EAZZZZ000
Variación de existencias de productos	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE000EAZZZZ000
Ventas de activos materiales	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE002OAZZZZ000
Ventas netas de productos	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001AAZZZZ000
Ventas netas de mercaderías	EIE	A	1993	INE	http://www.ine.es	EIE001BAZZZZ000
Consumo intermedio	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0006000000000
Costes de personal	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0004000000000
Excedente bruto de explotación	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0008000000000
Formación bruta de capital fijo	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0009000000000
Horas trabajadas	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0003000000000
Número de establecimientos	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0001000000000
Personas ocupadas	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0002000000000
Producción bruta	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0005000000000
Valor añadido (a coste de factores)	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0007000000000
Variación total de existencias	EIG	A	1978-1992	INE	http://www.ine.es	EIG0010000000000
Empresas, según sector de actividad	EMP	M	1/1994	MTSS	http://www.mtas.es	EMP-5

Tabla B (cont.) *Series del Sector Industria Sin Construcción*

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Trabajadores, según sector de actividad de las empresas	EMP	M	1/1994	MTSS	http://www.mtas.es	EMP-6
Activos	EPA	T	III/1976	INE	http://www.ine.es	PAE001A20000000
Ocupados	EPA	T	III/1976	INE	http://www.ine.es	PAE002A20000000
Asalariados	EPA	T	III/1976	INE	http://www.ine.es	PAE007A20000000
Contratos de puesta a disposición según sector de actividad del centro de trabajo de la empresa usuaria	ETT	M	10/1995	MTAS	http://www.mtas.es	ETT-2
Costes de personal e pesetas constantes de 1980	GGO	A	1964-1989			
Costes de personal en pesetas corrientes	GGO	A	1964-1989			
Excedente bruto de explotación en pesetas constantes de 1980	GGO	A	1964-1989			
Excedente bruto de explotación en pesetas corrientes	GGO	A	1964-1989			
Formación bruta de capital fijo en pesetas constantes de 1980	GGO	A	1964-1989			
Formación bruta de capital fijo en pesetas corrientes	GGO	A	1964-1989			
Horas trabajadas	GGO	A	1964-1989			
Índice de precios de producción. Base 1974=100	GGO	A	1964-1989			
Índice de precios de producción. Base 1980=100	GGO	A	1964-1989			
Número de personas ocupadas	GGO	A	1964-1989			

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Stock de capital neto deflactado en pesetas constantes de 1980	GGO	A	1964-1989			
Valor añadido bruto en pesetas constantes de 1980	GGO	A	1964-1989			
Valor añadido bruto en pesetas corrientes	GGO	A	1964-1989			
Huelgas desarrolladas por sector de actividad: participantes	HUE	M	1/1986	MTAS	http://www.mtas.es	HUE-3
Huelgas desarrolladas según sector de actividad: jornadas no trabajadas	HUE	M	1/1982	MTAS	http://www.mtas.es	HUE-4
Índice general de producción industrial	IP	M	1/1975	INE	http://www.ine.es	IPB0ZZZZZZ0
Índice general de precios industriales	IPR	M	1/1975	INE	http://www.ine.es	IPRB0ZZZZZZ0
Sociedades Laborales registradas según sector de actividad	LAB	M	1/1991	MTAS	http://www.mtas.es	LAB-2
Socios de las Sociedades Laborales registradas según sector de actividad	LAB	M	1/1991	MTAS	http://www.mtas.es	LAB-3
Conciliaciones individuales en materia de despidos terminadas según rama de actividad	MAC	M	1/1980	MTAS	http://www.mtas.es	MAC-3
Colocaciones registradas según sector de actividad	MLR	M	1/1983	INEM	http://www.mtas.es	MLR-4
Ganancia media por hora pactada	NES	T	I/1989-IV/1995	INE	http://www.ine.es	NES00030S02000
Ganancia media por hora trabajada, jornada extraordinaria, pagos ordinarios	NES	T	I/1989-IV/1995	INE	http://www.ine.es	NES00045S02000
Ganancia media por hora trabajada, jornada normal, pagos ordinarios	NES	T	I/1989-IV/1995	INE	http://www.ine.es	NES00044S02000

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Ganancia media por trabajador y mes, jornada normal, pagos ordinarios	NES	T	I/1989-IV/1995	INE	http://www.ine.es	NES00054S02000
Permisos de trabajo concedidos según sector de actividad	PTE	M	1/1977	MTAS	http://www.mtas.es	PTE-3
Expedientes autorizados según sector de actividad	REG	M	1/1977	MTAS	http://www.mtas.es	REG-5
Trabajadores afectados según sector de actividad	REG	M	1/1977	MTAS	http://www.mtas.es	REG-6
Trabajadores afectados por medidas de extinción según sector de actividad	REG	M	1/1977	MTAS	http://www.mtas.es	REG-7
Trabajadores afectados por medidas de reducción de jornada según sector de actividad	REG	M	1/1981	MTAS	http://www.mtas.es	REG-9
Trabajadores afectados por medidas de suspensión según sector de actividad	REG	M	1/1981	MTAS	http://www.mtas.es	REG-8
Ganancia media por hora trabajada, ambas jornadas, pagos ordinarios	SIS	T	I/1981	INE	http://www.ine.es	SIS00046S02000
Ganancia media por hora trabajada, ambas jornadas, pagos totales	SIS	T	I/1981	INE	http://www.ine.es	SIS00047S02000
Ganancia media por trabajador y mes, ambas jornadas, pagos ordinarios	SIS	T	I/1981	INE	http://www.ine.es	SIS00056S02000
Ganancia media por trabajador y mes, ambas jornadas, pagos totales	SIS	T	I/1981	INE	http://www.ine.es	SIS00057S02000
Número medio de horas trabajadas por trabajador y mes, ambas jornadas	SIS	T	I/1981	INE	http://www.ine.es	SIS00023S02000
Número medio de horas trabajadas por trabajador y mes, jornada normal	SIS	T	I/1989	INE	http://www.ine.es	SIS00021S02000

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Declaración de quiebras, número de empresas, industrias manufactureras	SQ	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A400005
Declaración de quiebras, número de empresas, producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua	SQ	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A400006
Suspensión de pagos, número de empresas, industrias extractivas	SQ	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A200004
Suspensión de pagos, número de empresas, industrias manufactureras	SQ	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A200005
Suspensión de pagos, número de empresas, producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua	SQ	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A200006
Consumo de energía eléctrica usos industriales		M	1984-1994	BE		
Coste laboral unitario en la industria manufacturera		T	I/1981	DGPC	Series - MEH	480000G
Crédito a otros sectores residentes. Financiación por actividades productivas		T	III/1983	BE		BE063303
Índice de clima industrial		M	1/1987	MEH	Series - MEH	300000
Índice "The Economist" de precios de materias primas industriales		M	1/1980	DGPC	Series - MEH	634014

¹Las series obtenidas a través del MTAS, se extraen del Boletín de Estadísticas Laborales (BEL), que publica este ministerio.

²La creación de la Estadística de RM data de 1938. En esta tabla, las series de capital fechan su inicio en 1990. Este hecho es debido a los cambios que la legislación comunitaria ha propiciado sobre el RM.

³La Estadística de SQ fue creada en 1923. Desde su implantación ha sufrido varias modificaciones en su contenido, siendo la última la del cambio en la CNAE de 1993 (CNAE-93).

Tabla B (cont.) Series del Sector Industria Sin Construcción

Serie	P	I	Fechas	Fuente	Localización	Código
Número medio de horas trabajadas por trabajador y mes, jornada extraordinaria	SIS	T	1/1989	INE	http://www.ine.es	SIS00022S02000
Sociedades mercantiles constituídas. Energía y agua (capital)	SM ²	M	1/1990	RM	http://www.ine.es	BME08080500015
Sociedades mercantiles constituídas. Extracción y transformación de minerales no energéticos y productos derivados. Industrias químicas (capital)	SM	M	1/1990	RM	http://www.ine.es	BME08080500016
Sociedades mercantiles constituídas. Industrias transformadoras de metales. Mecánica de precisión (capital)	SM	M	1/1990	RM	http://www.ine.es	BME08080500017
Sociedades mercantiles constituídas. Otras industrias manufactureras (capital)	SM	M	1/1990	RM	http://www.ine.es	BME08080500018
Sociedades mercantiles constituídas. Energía y agua (número)	SM	M	1/1987	RM	http://www.ine.es	BME08080500003
Sociedades mercantiles constituídas. Extracción y transformación de minerales no energéticos y productos derivados. Industrias químicas (número)	SM	M	1/1987	RM	http://www.ine.es	BME08080500004
Sociedades mercantiles constituídas. Industrias transformadoras de metales. Mecánica de precisión (número)	SM	M	1/1987	RM	http://www.ine.es	BME08080500005
Sociedades mercantiles constituídas. Otras industrias manufactureras (número)	SM	M	1/1987	RM	http://www.ine.es	BME08080500006
Declaración de quiebras, número de empresas, industrias extractivas	SQ ³	M	1/1993	INE	http://www.ine.es	BME0809A400004

APÉNDICE D

Datos Estadísticos Empleados, Fuentes y Definiciones

En las Tablas D.1.1-D.1.23 y D.2.1-D.2.9 están recogidas, respectivamente, las series mensuales y trimestrales empleadas en esta investigación. Al pie de cada tabla se describe la fuente de dónde se obtienen las series de datos. Todas ellas se refieren al total del Sector Industrial Español Sin Construcción, a excepción del Índice General de Precios de Consumo y de los Agregados Monetarios.

Producción

Índice General de Producción Industrial (Q)

Es un número índice Laspeyres mensual con base (100.00) la media mensual de los datos de 1990, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Mide el nivel de la actividad productiva de las ramas industriales, excluida la construcción, contenidas en la Clasificación Nacional de Actividades Económicas 1993 (CNAE-93). Para más detalles acerca de la construcción de este índice véase Rey del Castillo (1994).

La serie mensual empleada en este estudio, procede del Boletín Estadístico del Banco de España (BE). La serie Q es trimestral, desde I/75 hasta IV/95 (84 observaciones) y se obtiene como la media geométrica simple de la serie mensual.

Uso del Capital

Grado de Utilización (U), Previsión del Grado de Utilización (PU) y Error en la Previsión ($ER_t \equiv U_t - PU_{t-1}$) de la Capacidad Productiva

Las series U y PU forman parte de la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI) y

son elaboradas por el Ministerio de Industria y Energía (MINER). Miden en porcentaje el grado de utilización de la capacidad productiva en los últimos tres meses y la previsión de ese grado de utilización para los tres próximos meses, respectivamente. La serie ER_t se construye como la diferencia entre U_t y PU_{t-1} y mide el error en la previsión de utilización de la capacidad productiva en el periodo t . Las series U y PU se obtienen de la base de datos *Series* de la Dirección General de Política Económica y Defensa de la Competencia (DGPC) del Ministerio de Economía y Hacienda (MEH), son trimestrales y comprenden el periodo I/75-IV/95 (84 observaciones). La serie ER cuenta con una observación menos.

Empleo

Ocupados (E), Asalariados (A) y No Asalariados ($NA \equiv E - A$)

Las series E y A son trimestrales y forman parte de la Encuesta de Población Activa (EPA) del INE. La serie E mide el número de *"...personas de 16 y más años que durante la semana de referencia han tenido un trabajo por cuenta ajena (Asalariados) o ejercido una actividad por cuenta propia (No asalariados), pudiendo haber estado durante dicha semana: a)trabajando al menos una hora a cambio de un sueldo, salario, beneficio empresarial o ganancia familiar, en metálico o en especie, y b)ausentes de su empleo o trabajo (por vacaciones, enfermedad, conflicto laboral, regulación de empleo, nuevo trabajo), pero manteniendo un fuerte vínculo con él. Se entiende que el vínculo es fuerte cuando el entrevistado espera poder reincorporarse a su trabajo al término de la contingencia que origina la ausencia"*. (Notas de Empleo y Salarios del Boletín Estadístico del Banco de España, Julio 95, p. 242).

Las series E y A se obtienen de la base de datos *Tempus* del INE. De la diferencia entre ambas se calcula NA . La muestra analizada comprende el periodo III/76-IV/95 (78 observaciones), en el que se han producido dos cambios metodológicos en la

EPA: (1) a partir de II/87 y a diferencia de la EPA de 1976, se comienza a contabilizar a una parte de los trabajadores españoles en el extranjero que antes se excluían, a utilizar el criterio de la situación del entrevistado en la semana de referencia como base para la clasificación de las personas entrevistadas cuando son trabajadores ocasionales y ayudas familiares, y a producir trasvases entre diferentes series de EPA debidos a cambios de definición sugeridos por la Organización Internacional del Trabajo (OIT, XIIIª Conferencia Internacional de Estadígrafos del Trabajo, Ginebra 1982) y (2) desde II/88 la EPA también se realiza en Ceuta y Melilla donde en ese periodo el número de ocupados en el sector industria estaba entorno a 2100 (100 asalariados y 2000 no asalariados). Para más información acerca de estos cambios metodológicos, véase respectivamente, las publicaciones del INE: en 1988, EPA. Series revisadas. III/1976-I/1987 y en 1990, nota de EPA. Resultados Detallados. Cuarto Trimestre de 1989, y en 1988, Boletín Trimestral de Coyuntura, nº 29, Septiembre 1988.

Las series *E* y *A*, medidas en miles de personas, se presentan corregidas del efecto de la incorporación de Ceuta y Melilla, sumando el número correspondiente, desde III/76 hasta I/88.

Ocupados (*ES*), Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón (*AS*) y Diferencia ($EE = ES - AS$)

El Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS) construye y publica mensualmente en el Boletín de Estadísticas Laborales (BEL), las series de Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón en los subsectores de energía y agua, extractivas e industria química, transformación de metales y otras industrias manufactureras. La suma de estas cuatro series coincide numéricamente, con la serie que el BE denomina Efectivos en el Régimen

General y Especial de Minería del Carbón para el Sector Industria (en adelante, efectivos) y que ambas instituciones definen como "el número de trabajadores en alta laboral y situaciones asimiladas, tales como incapacidad laboral transitoria, suspensión por regulación de empleo, desempleo parcial, etc. en cualquiera de los regímenes del sistema de la Seguridad Social; no se incluye desempleo y situaciones especiales sin efecto en cotizaciones. Los efectivos no se corresponden necesariamente con el número de trabajadores, sino con el de situaciones que generan obligación de cotizar, es decir, la misma persona se contabiliza tantas veces como dé lugar a cotizaciones por diferentes actividades, en un mismo régimen o en varios". (Notas de Empleo y Salarios del Boletín Estadístico del Banco de España, Julio de 1995, p. 251).

La serie de efectivos ha sido extraída del BE. Sobre ésta se ha calculado la media aritmética de las observaciones mensuales asociadas a cada trimestre, dividiendo por 1000 y tomando dos dígitos decimales de precisión para obtener la serie *AS*, que tiene la misma unidad de medida (miles de personas) que *E*. La muestra de *AS* abarca el periodo I/85-IV/95 (44 observaciones).

La serie *ES* es una submuestra de *E*, que abarca el periodo I/85-IV/95 (44 observaciones).

La serie *EE* se construye como la diferencia entre *ES* y *AS*.

Salarios

Incremento Salarial Trimestral Porcentual en Convenios Colectivos (*W*)

La Dirección General de Proceso de Datos (DGPD) del MTAS recoge en la base de datos *Simbad* la información contenida en la Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo perteneciente al BEL. Para más detalles acerca de esta estadística, véase Giráldez (1994).

De la base de datos *Simbad* se han extraído dos series mensuales: (1) Incremento

Salarial Revisado en Convenios Colectivos y (2) número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos, que pertenecen a la Estadística de Convenios Colectivos, medidos respectivamente en porcentaje y miles de trabajadores. La DGPD me facilitó dos diskettes de *Simbad*. El primero, de 1994, cubre el periodo Enero 84-Febrero 93 y el segundo, correspondiente al n°143 del BEL (Abril 97), abarca el periodo Enero 88-Marzo 97, por lo que ambos diskettes ofrecen datos del periodo Enero 88-Febrero 93. Cada serie mensual se construye tomando del primer diskette, los datos de Enero 84 a Diciembre 87 y del segundo de Enero 88 a Diciembre 95. Este enlace se justifica por la provisionalidad de los últimos datos del primer diskette.

Según estos diskettes, los datos de ambas series "*...se refieren al año de inicio de efectos económicos de cada convenio y acumulativamente al mes de registro estadístico. El dato de diciembre se actualiza continuamente con los registrados posteriormente al año de efectos económicos hasta transcurridos 18 meses pasando entonces a ser definitivo*".

A partir de estas dos series se propone la construcción de un indicador del Incremento Salarial "desacumulado" por Convenios Colectivos, que emplea la información contenida en el párrafo anterior acerca del registro estadístico de los datos.

Sea N_t^i el número de trabajadores afectados por convenios "acumulado" al mes i del año t , tal que $N_t^i \equiv \sum_{s=1}^i N_{st}$ donde N_{st} es el número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos en el mes s del año t , con $i = 1, 2, \dots, 12$ y $t = 84, 85, \dots, 95$. Entonces, dado que $N_t^1 \equiv N_{1t} \forall t$, $N_{st} = N_t^s - N_t^{s-1}$ y puede calcularse para $s = 2, 3, \dots, 12$. Además, según la definición que la DGPD del MTAS proporciona acerca del Incremento Salarial Revisado "acumulado", z_{it} , matemáticamente puede escribirse como:

$$z_{it} = \frac{\sum_{s=1}^i N_{st} y_{st}}{N_t^i} \quad i = 1, 2, \dots, 12 \quad t = 84, 85, \dots, 95 \quad (D.1)$$

donde y_{st} es el Incremento Salarial Revisado ("desacumulado") en el mes s del año t , que puede calcularse mediante la expresión (D.2) derivada a partir de la ecuación (D.1):

$$y_{it} = \frac{z_{it} \sum_{s=1}^i N_{st} - z_{i-1,t} \sum_{s=1}^{i-1} N_{st}}{N_{it}} \quad i = 1, 2, \dots, 12 \quad t = 84, 85, \dots, 95 \quad (\text{D.2})$$

Finalmente, el Incremento Salarial Revisado y Desacumulado en el trimestre j del año t (Y_{jt}), se obtiene como una media ponderada del indicador mensual (y_{it}), con ponderaciones N_{it} , tal que:

$$Y_{jt} = \frac{\sum_{i=3j-2}^{3j} N_{it} y_{it}}{\sum_{i=3j-2}^{3j} N_{it}} \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad i = 1, 2, \dots, 12 \quad t = 84, 85, \dots, 95 \quad (\text{D.3})$$

La muestra de Y_{jt} abarca el periodo I/84-IV/95 y sobre ésta se aplica la transformación logarítmica: $\ln(1 + \frac{Y_{jt}}{100}) = W_{jt}$, que puede interpretarse como la tasa logarítmica de crecimiento trimestral del Salario Nominal Medio, S_t . La serie S_t se calcula integrando W_t , de modo que $S_t = \exp\{\sum_{i=1}^t W_i + \ln S_{IV/83}\}$ con $\ln S_{IV/83} = 0$ y $t = IV/83, I/84, \dots, IV/95$.

Ganancia Media por Trabajador y Mes (WR), por Hora Trabajada (SR) con pagos ordinarios y Número Medio de Horas Trabajadas por Trabajador y Mes (H , $HR \equiv WR/SR$), en jornada normal y extraordinaria y para el total de categorías (empleados y obreros)

Las series WR y SR son construidas por el INE y forman parte de la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios de 1989 (ES89). De acuerdo con esta encuesta, ganancias "son las remuneraciones en metálico pagadas a los trabajadores y los pagos en

especie de carácter regular pactados en convenio o contrato de trabajo. Todos los conceptos de ganancia se refieren a su importe bruto, es decir, antes de la deducción de los impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social a cargo del trabajador. El concepto ganancias incluye: el salario base y los complementos salariales, ya sean estos personales, por puesto de trabajo, por cantidad o calidad de trabajo, de vencimiento periódico superior al mes o en especie. Pudiendo ser los pagos de esta remuneración: 1º Ordinarios: los de carácter mensual, incluidos los pagos extraordinarios que estén prorrateados; 2º Extraordinarios: los de vencimiento superior al mes y no prorrateados, y 3º Totales: que incluyen los pagos ordinarios, los pagos extraordinarios y los pagos atrasados (desfase de convenio)." En cuanto a las horas, "...La Encuesta distingue entre: 1º Pactadas: son las horas contractualmente convenidas entre empresario y trabajador (media mensual de las anualmente convenidas). 2º Trabajadas: diferencia entre las pactadas y las perdidas por incapacidad laboral transitoria, expediente de regulación de empleo y conflicto laboral, y añadiendo las horas realizadas en jornada extraordinaria. Dentro de estas se distingue: 2.a) Normales: horas trabajadas en la jornada laboral normal de la empresa; 2.b) Extraordinarias: horas trabajadas fuera de la jornada laboral y pagadas generalmente a tasas más elevadas, y 2.c) Ambas jornadas: total de horas trabajadas (normales y extras)". (Notas de Empleo y Salarios del Boletín Estadístico, Julio 1995, p. 255).

Sin embargo, en La Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (1990) p.9, el INE afirma: "...La implantación de la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios a partir del primer trimestre de 1989, que sustituye a la anterior encuesta (Encuesta de Salarios de 1981, ES81), ha supuesto un importante cambio en la elaboración de esta estadística, ya que se han introducido modificaciones significativas en cuanto a los conceptos y definiciones utilizados". Las diferencias estructurales entre una y otra encuesta, se detallan bajo el epígrafe "Principales Modificaciones y Diferencias con la

anterior Encuesta" (p.11 de la publicación mencionada del INE). En la tabla siguiente se resumen algunas de ellas:

Tabla I: Diferencias estructurales entre ES81 y ES89

Concepto	ES81	ES89
Colectivo de trabajadores investigado	Trabajadores fijos a tiempo completo	Todo tipo de trabajador independiente de la modalidad de contrato y duración de jornada
Tamaño unidades investigadas	·Con 10 o más trabajadores ·Exhaustivo con 200 o más trabajadores	·Con 5 o más trabajadores ·Exhaustivo con 500 o más trabajadores
Sectores de actividad económica	23 ramas investigadas	45 ramas investigadas
Cuestionarios	2700 unidades	6700 unidades

En el anexo de La Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios, Instituto Nacional de Estadística (1990), pp.123 y ss., se detalla cómo se calcula el enlace entre la metodología empleada en ES81 y en ES89. De hecho, "*...el periodo de referencia para el cálculo del coeficiente de enlace es el cuarto trimestre de 1.988. En este trimestre se dispone de los resultados completos de una y otra encuesta. Es decir:*

$$K = \text{Estimación}(ES89)_{(IV-88)} / \text{Estimación}(ES81)_{(IV-88)}$$

donde K = coeficiente de enlace. El cálculo de la serie enlazada se realiza multiplicando el dato de la serie histórica por el coeficiente de enlace: $\text{Dato corregido } (ES81)_t = (ES81)_t * K$. Las series enlazadas son *Ganancia media por trabajador y mes en jornada normal y extraordinaria, para los conceptos de pagos ordinarios y pagos totales (ordinarios, extraordinarios y atrasados), Ganancia media por hora trabajada en jornada normal y extraordinaria, para los conceptos de pagos ordinarios y pagos totales (ordinarios, extraordinario y atrasados) y Número medio de horas por trabajador al mes en jornada normal y extraordinaria*".

Las "Diferencias metodológicas entre las dos encuestas" se exponen en las pp.117

y ss. del mencionado anexo. En la siguiente tabla se detallan algunas de ellas:

Tabla II: Diferencias metodológicas entre ES81 y ES89

Concepto	ES81	ES89
Horas no trabajadas	Por incapacidad laboral transitoria (ILT)	ILT, expedientes de regulación de empleo y conflicto laboral
Horas trabajadas	Se calculan en función de las horas trabajadas en el mes deduciendo la proporción en horas de días no trabajados con ausencias superiores a 3 días	Se calculan en función de las horas pactadas por año deduciendo la proporción en horas de días no trabajados con ausencias superiores a 3 días
Ganancia	Sueldos y salarios de trabajadores presentes	Sueldos y salarios de todos los trabajadores, excluyendo los ingresos salariales por ILT o expediente de regulación
Pagos ordinarios	No recogen pagos prorrateados	Los que regular y mensualmente se abonan al trabajador. Incluye los vinculados al concepto de pago extraordinario que se prorratean mensualmente de forma efectiva
Pagos extraordinarios	Todos los pagos vinculados a este concepto	Se computan los no prorrateados (los que se pagan en un mes determinado del año)

Para más detalles acerca de las definiciones de las variables y de los cambios metodológicos de esta encuesta, véase Frutos (1994).

Las series *WR*, *SR* y *H* se han extraído de la base de datos *Tempus* del INE y *HR* se calcula como el cociente de las dos primeras. Las muestras abarcan el periodo I/81-IV/95 con 60 observaciones. De acuerdo con lo descrito anteriormente, son el resultado de un procedimiento de enlace entre dos encuestas (ES81 y ES89) que son estructural y metodológicamente diferentes.

Financiación

Crédito a Otros Sectores Residentes. Financiación por Actividades Productivas. Industria (C)

Es el crédito concedido a empresas y empresarios individuales cuya actividad

principal se desarrolla dentro del sector industria. Se mide en millones de pesetas, es trimestral y la muestra analizada abarca el periodo III/83-IV/95 (50 observaciones). Se ha producido un cambio metodológico: los datos de IV/93 y posteriores han sido elaborados de acuerdo con CNAE-93 y los previos en términos de la CNAE-74. La serie *C* es construida por el Banco de España y obtiene del BE.

Conflictividad Laboral

Jornadas No Trabajadas en Huelgas (*JH*)

La serie de jornadas no trabajadas en huelgas forma parte de la Estadística de Huelgas y Cierres Patronales que elabora mensualmente la Dirección General de Informática y Estadística del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (MTSS). *"En los casos más sencillos (huelga de días completos y con participación constante) es resultado de multiplicar el total de trabajadores participantes por el número de días laborables de duración del conflicto. En los otros casos, se tienen en cuenta, para dicho cálculo, la parte de las jornadas no trabajadas"*. (Notas de Empleo y Salarios del Boletín Estadístico del Banco de España, Julio 1995, p. 253).

Esta serie mensual está contenida en el Boletín Mensual de Estadística (BME) del INE y ha sido extraída de su base de datos *Tempus*, donde aparece con dos dígitos de precisión tras el punto decimal. En la tabla de este apéndice, los datos se presentan redondeados al entero más próximo. La serie *JH*, que es trimestral, se construye sumando los datos mensuales asociados a cada trimestre. La muestra abarca el periodo I/1982-IV/1995 (56 observaciones).

Precios

Índice General de Precios Industriales (*P*)

El INE elabora este número índice Laspeyres, con base (100.00) la media mensual

de los datos de 1990, que mide la evolución mensual de los precios de los productos industriales fabricados y vendidos en el mercado interior, en el primer paso de su comercialización, excluyendo los gastos de transporte y el impuesto sobre el valor añadido (IVA) facturado. Para más detalles acerca de la construcción del índice, véase Rey del Castillo (1994).

La serie P es trimestral, y se obtiene como la media geométrica de la serie mensual. La muestra de P comprende el periodo I/75-IV/95 (84 observaciones).

Índice General de Precios de Consumo (PC)

Es un número índice Laspeyres mensual con base (100.00) la media aritmética simple de los datos de 1992, elaborado por el INE. Mide el nivel de precios de un conjunto de artículos seleccionados (147), con ponderaciones procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares, realizada entre 1 de Abril de 1990 al 31 de Marzo de 1991. Los datos para fechas anteriores a 1992 provienen de la serie con base en 1982. La serie analizada en esta investigación ha sido enlazada por el INE.

La serie PC es trimestral y se obtiene como la media geométrica de la serie mensual. La muestra de PC comprende el periodo IV/83-IV/95 (49 observaciones).

Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales (B)

La revista "*The Economist*" elabora semanalmente el número índice Laspeyres de precios de materias primas industriales metálicas (aluminio, cobre, níquel, zinc, estaño y plomo) y no metálicas (algodón, madera, caucho, lana, cuero, soja, aceite de soja, palma y de coco)). La DGPC del MEH recoge mensualmente este índice en su base de datos *Series* tras calcular la media aritmética de los datos semanales.

La serie B es trimestral y el resultado de calcular la media aritmética simple sobre la mensual medida en pesetas, que se obtiene tras multiplicar por el tipo de cambio

peseta/dólar con base la media mensual de los valores de 1990. El Banco de España construye la serie del tipo de cambio oficial como la media de los datos diarios. Se halla disponible en el BE y en la base de datos *Series*, de dónde ha sido extraída.

La muestra de *B* cuenta con 64 observaciones y abarca el periodo I/80-IV/95.

Sector Exterior

Exportaciones e Importaciones de Productos Industriales Terminados a precios corrientes (*YX* e *YM*), a precios constantes (*QX* y *QM*) y Precios de Exportaciones e Importaciones de Productos Industriales Terminados ($PX = (YX/QX) \cdot 100$ y $PM = (YM/QM) \cdot 100$)

Las series mensuales de exportaciones, importaciones y precios, se han extraído de la base de datos *Series* de la DGPC del MEH. Las series nominales se miden en millones de pesetas y son construidas, en sus componentes, por el Departamento de Aduanas de la Agencia Tributaria y agregadas por la DGPC bajo el epígrafe de Productos Industriales Terminados. Recogen el comercio con el exterior de bienes de consumo duraderos y no duraderos y bienes de capital (dentro de la rúbrica de productos no energéticos). Los precios son números índice Paasche con base 100 en 1991, contruidos por la DGPC. Las series de comercio en pesetas constantes se miden en millones de pesetas de 1991 y se obtienen a partir de las nominales y las de precios. (Para más detalles, Notas de Estadísticas de Aduanas, Boletín Estadístico del Banco de España, Abril 1995). La base de datos *Series* ofrece en estos datos dos dígitos de precisión después del punto decimal hasta Diciembre 90 y tres a partir de Enero 91. En este apéndice, a excepción de las series de precios, se presentan redondeadas al entero más próximo.

Las series trimestrales *YX*, *QX*, *PX*, *YM*, *QM* y *PM*, son medias geométricas simples de las mensuales y abarcan el periodo I/81-IV/95 (60 observaciones).

Agregados Monetarios

Los agregados monetarios *M1*, *M2*, *M3* y *ALP* miden, en millones de pesetas, distintos conceptos de la cantidad nominal de dinero en manos del público no bancario.

La Tabla III resume las definiciones de los agregados monetarios (Boletín Estadístico del Banco de España, Diciembre 98, p.15).

Tabla III: Agregados Monetarios

ACTIVOS LIQUIDOS EN MANOS DEL PÚBLICO frente al sistema crediticio y los mercados monetarios (<i>ALP</i>) (1+2)	
1.	<i>M3</i>
	a) <i>Pasivos del sistema crediticio</i>
	1.1 <i>M2</i>
	1.1.1 <i>M1</i>
	1.1.1.1 Efectivo en manos del público
	1.1.1.2 Depósitos a la vista
	1.1.2 Depósitos de ahorro
	1.2 Depósitos a plazo
	1.3 Otros componentes de <i>M3</i>
	1.3.1 Depósitos en moneda extranjera
	1.3.2 Cesiones temporales de activos
	1.3.3 Participaciones de activos
	1.3.4 Valores a corto plazo del sistema crediticio
	1.3.5 Valores a largo plazo de entidades de depósito (incluye bancos ex Entidades Oficiales de Crédito)
2.	Otros componentes de <i>ALP</i>
	a) <i>Pasivos del sistema crediticio</i>
	2.1 Valores a largo plazo del Instituto de Crédito Oficial y Establecimientos Financieros de Crédito
	2.2 Pasivos por operaciones de seguro
	b) <i>Pasivos de los mercados monetarios</i>
	2.3 Transferencias no interbancarias de activos privados
	2.4 Letras endosadas y avales a pagarés de empresa
	2.5 Pagarés del Tesoro en manos del público
	2.6 Lentas del Tesoro en manos del público
	2.7 Valores a corto plazo de Otras Administraciones Públicas

Las series mensuales de estos agregados monetarios son construidas como medias de datos diarios por el Banco de España. Los datos se obtienen del BE. Las series trimestrales *M1*, *M2*, *M3* y *ALP* se construyen seleccionando el último mes de cada trimestre.

Tabla D.1.1 Índice General de Producción Industrial (base media mensual de 1990 = 100)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1975	70.0	71.5	75.0	74.2	73.6	73.1	69.6	48.6	75.3	81.1	76.1	74.4
1976	70.2	72.3	77.8	76.9	78.5	76.7	77.7	50.9	80.2	81.8	83.3	80.0
1977	77.0	80.6	88.2	80.5	85.0	80.8	74.9	51.7	83.9	83.9	83.4	84.4
1978	81.4	81.7	83.7	82.5	83.3	86.3	77.6	53.0	85.7	88.8	89.5	82.6
1979	84.4	78.9	86.2	79.3	89.3	85.8	82.1	54.0	83.7	89.0	90.7	80.4
1980	86.2	86.0	87.1	83.0	87.3	83.6	83.3	50.0	85.1	92.3	88.2	83.6
1981	81.7	83.2	87.8	82.9	85.7	85.7	87.4	48.2	83.6	89.2	87.3	83.3
1982	79.1	81.0	89.3	81.8	85.9	83.5	84.2	47.5	87.1	85.0	87.8	82.6
1983	83.6	83.3	90.6	84.5	89.3	86.9	82.8	49.9	87.8	86.8	88.9	86.6
1984	86.5	87.2	89.9	81.6	89.8	85.6	85.8	53.3	85.4	91.6	90.2	82.6
1985	88.6	84.6	89.2	84.8	90.6	83.8	89.5	52.4	88.3	99.0	92.9	86.2
1986	88.4	88.0	87.5	94.6	91.2	92.5	93.7	50.4	92.1	100.3	94.9	88.1
1987	87.6	91.9	96.6	91.4	96.3	97.3	102.9	53.1	98.4	102.0	101.1	92.1
1988	90.2	96.5	103.4	95.0	101.2	100.3	99.6	56.4	100.8	100.9	105.8	94.5
1989	100.7	98.7	103.4	102.1	104.8	107.7	104.6	60.0	105.0	107.3	108.8	92.7
1990	105.0	98.9	108.4	96.0	107.1	107.1	104.4	59.8	102.4	105.7	109.2	92.4
1991	103.7	99.0	96.8	102.2	104.0	102.3	104.5	58.9	102.8	111.8	106.1	95.3
1992	100.3	101.1	104.3	98.3	100.3	102.8	104.5	58.8	98.9	100.7	97.3	86.7
1993	88.2	90.3	98.0	90.2	95.3	96.8	97.5	56.9	97.1	97.0	99.5	92.0
1994	91.1	95.2	103.5	97.0	102.1	105.5	102.7	64.2	104.9	104.4	109.2	99.9
1995	104.2	101.5	113.9	97.4	112.0	112.7	106.2	67.4	105.6	108.1	110.4	95.2

Fuente: BE; código: BE230101; fecha diskettes: Mayo 96; último dato: Marzo 96

Tabla D.1.2: Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1985	2335081	2331900	2320787	2322624	2326958	2330743	2321203	2324703	2321074	2325891	2330099	2318056
1986	2296891	2305958	2307826	2321452	2333675	2350602	2353633	2340614	2347744	2362719	2374787	2362445
1987	2344800	2359141	2361444	2372042	2397452	2407573	2406572	2395834	2409416	2426462	2437951	2431486
1988	2419826	2437354	2441300	2470650	2476130	2492563	2486742	2466563	2489048	2506138	2521304	2506997
1989	2494797	2519667	2532611	2553722	2566511	2590098	2585344	2558552	2586230	2602337	2613354	2591768
1990	2577528	2590979	2598013	2598544	2613832	2626849	2609466	2584385	2595707	2594503	2605981	2577639
1991	2565956	2569103	2557390	2557721	2560558	2571284	2555445	2528466	2532501	2535724	2545093	2515874
1992	2493927	2503313	2501917	2501063	2503635	2503361	2485275	2446489	2403818	2418910	2400375	2356763
1993	2324878	2309018	2290041	2273674	2261923	2251848	2229986	2194356	2194642	2187385	2175989	2129108
1994	2100870	2111672	2117577	2121175	2125589	2137770	2138985	2111132	2128865	2143216	2153445	2117989
1995	2122243	2127884	2136154	2138643	2152374	2157660	2148595	2122866	2142957	2150512	2149377	2106689

Fuente: BE; código BE241909; fecha diskettes: Enero 97; último dato: Diciembre 96

Tabla D.1.3 Número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos - Serie acumulada

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1984	1766	31168	195796	528616	896852	1384854	1699907	2319362	2394912	2522106	2607996	2679120
1985	164628	177988	250967	378040	1321768	1560125	1737833	2032853	2113710	2175755	2233315	2579857
1986	129202	456641	499996	717355	840408	1401617	1616050	1973368	2003201	2071901	2120599	2454502
1987	3340	13742	87197	221226	395873	777313	1542676	2091149	2168026	2243001	2310494	2798704
1988	544667	552822	656804	781330	1147703	1356279	1953544	2056168	2103755	2167440	2222580	2759487
1989	193056	545356	567629	649762	899065	1081594	1277294	1752666	1857317	2052093	2112062	2749807
1990	293413	394967	465073	561665	1030831	1460849	1833370	2099784	2181416	2268372	2313893	2845627
1991	345072	685519	700907	820516	1093128	1366759	1999937	2247568	2299681	2591643	2662294	2890546
1992	565165	655282	688941	765027	999938	1579169	1857857	2087355	2152517	2291137	2408266	2505833
1993	792717	831105										

Fuente: DGPD del MTAS, base de datos Simbad (BEL); diskette de 1994; código: 31C00A20051A

Tabla D.1.4 Número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos - Serie acumulada

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1988	544667	552822	656912	785470	1140315	1349407	1946647	2049271	2097368	2161231	2216371	2764806
1989	193259	545789	568179	650312	899873	1082402	1279102	1758914	1863885	2058927	2118896	2756687
1990	297613	399227	469615	566207	1035475	1465493	1837930	2104344	2186276	2274232	2319767	2851882
1991	345372	685819	701207	820816	1093492	1367123	2000301	2252572	2304722	2596684	2666353	2901103
1992	568920	659418	693077	769429	1004340	1583634	1862337	2091235	2156397	2295017	2412146	2843809
1993	779767	817968	1054424	1068299	1174624	1305938	1470095	1575057	1799748	1978889	2120441	2689864
1994	118080	122993	170211	259246	293393	368655	454640	708282	1121553	1248572	1536009	2546674
1995	436570	691958	727006	933065	1331143	1470773	1698500	1761256	1862716	2080534	2158273	2517409

Fuente: DGPD del MTAS, base de datos Simbad (BEL); diskette nº143 (Abril 97); código: 31C00A20051B

Tabla D.1.5: *Número de Trabajadores Afectados por Convenios Colectivos - Serie desacumulada y enlazada*

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1984	1766	29402	164628	332820	368236	488002	315053	619455	75550	127194	85890	71124
1985	164628	13360	72979	127073	943728	238357	177708	295020	80857	62045	57560	346542
1986	129202	327439	43355	217359	123053	561209	214433	357318	29833	68700	48698	333903
1987	3340	10402	73455	134029	174647	381440	765363	548473	76877	74975	67493	488210
1988	544667	8155	104090	128558	354845	209092	597240	102624	48097	63863	55140	548435
1989	193259	352530	22390	82133	249561	182529	196700	479812	104971	195042	59969	637791
1990	297613	101614	70388	96592	469268	430018	372437	266414	81932	87956	45535	532115
1991	345372	340447	15388	119609	272676	273631	633178	252271	52150	291962	69669	234750
1992	568920	90498	33659	76352	234911	579294	278703	228898	65162	138620	117129	431663
1993	779767	38201	236456	13875	106325	131314	164157	104962	224691	179141	141552	569423
1994	118080	4913	47218	89035	34147	75262	85985	253642	413271	127019	287437	1010665
1995	436570	255388	35048	206059	398078	139630	227727	62756	101460	217818	77739	359136

Fuente: Elaboración propia

Tabla D.1.6: Incremento Salarial Revisado. Total Convenios Colectivos - Serie acumulada

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1984	8.40	10.32	7.98	7.96	8.11	7.97	7.91	7.89	7.88	7.87	7.86	7.85
1985	8.04	7.78	7.78	8.33	8.23	8.16	8.08	8.07	8.04	8.03	8.01	7.95
1986	7.57	8.29	8.33	8.48	8.46	8.48	8.47	8.46	8.45	8.43	8.42	8.41
1987	6.48	5.68	5.61	5.98	6.40	6.46	6.30	6.37	6.38	6.39	6.39	6.32
1988	5.63	5.63	5.81	5.68	5.86	5.95	6.21	6.24	6.24	6.22	6.23	6.34
1989	7.21	7.15	7.19	7.31	7.56	7.59	7.66	7.78	7.80	7.78	7.81	7.68
1990	7.76	7.78	7.89	7.92	8.04	7.98	7.98	8.02	8.06	8.07	8.07	8.11
1991	7.36	7.32	7.33	7.41	7.32	7.37	7.48	7.54	7.54	7.61	7.61	7.61
1992	6.89	6.98	7.00	7.02	7.12	7.09	7.12	7.11	7.11	7.14	7.13	7.13
1993	6.26	6.25										

Fuente: DGPD del MTAS, base de datos Simbad (BEL); diskette de 1994; código: 31C00F20051A

Tabla D.1.7: Incremento Salarial Revisado. Total Convenios - Serie acumulada

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1988	5.63	5.63	5.81	5.68	5.86	5.95	6.21	6.23	6.23	6.22	6.23	6.34
1989	7.21	7.15	7.19	7.31	7.56	7.59	7.66	7.78	7.79	7.78	7.8	7.68
1990	7.74	7.77	7.88	7.91	8.03	7.98	7.97	8.02	8.06	8.07	8.07	8.11
1991	7.36	7.32	7.33	7.41	7.32	7.37	7.48	7.55	7.54	7.61	7.62	7.61
1992	6.91	7.00	7.01	7.04	7.13	7.10	7.12	7.13	7.13	7.15	7.14	7.13
1993	6.50	6.49	6.46	6.46	6.43	6.31	6.19	6.13	5.99	5.83	5.75	5.42
1994	5.06	5.04	5.02	5.09	4.92	4.77	4.66	4.37	3.94	3.89	3.77	3.65
1995	3.86	3.61	3.66	3.82	3.95	3.97	4.00	4.01	4.03	4.07	4.08	4.13

Fuente: DGPD del MTAS, base de datos Simbad (BEL); diskette n°143 (Abril 97); código: 31C00F20051B

Tabla D.1.8: Jornadas no trabajadas en huelgas

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1982	107200	310900	297100	164600	132300	62400	34700	5100	99500	29400	13500	12200
1983	42600	32300	163400	426600	94400	51100	41200	13700	59700	33700	273400	64900
1984	66100	146000	588800	152600	114800	39600	27400	11100	75700	24800	36700	144400
1985	40900	169700	69300	38700	70300	126100	30900	9800	74500	14700	8600	93100
1986	60709	100686	229701	89465	90672	58270	70260	49402	32596	24085	21363	45275
1987	50876	160973	318649	333910	288572	110885	30449	15764	40953	62453	46713	31682
1988	36015	436046	500705	134747	100672	85353	29475	4266	24657	27280	75269	32542
1989	46871	191831	423366	1121676	224186	55867	32035	4426	8789	25857	23799	23108
1990	52518	96732	359890	179257	94529	55437	39604	10468	24990	15477	12632	19881
1991	56439	47492	74376	239544	481922	279776	121655	36653	118457	95809	43425	126329
1992	238444	262797	187203	162533	137660	91177	120171	13316	50408	98037	76816	159848
1993	24558	53589	86477	38565	184069	402136	61039	18142	27008	48934	137128	33196
1994	13169	23360	45179	61748	113205	368407	70127	12734	7579	18048	40978	84350
1995	129560	33643	75964	67933	39422	48729	54731	15724	92807	56260	20771	18611

Fuente: INE, base de datos *Tempus* (internet <http://www.ine.es>); código: BME02030500006 del BME; última actualización del INE: 20 Diciembre 96, último dato: Agosto 96; fecha de obtención de datos: 19 Febrero 97

Tabla D.1.9 Índice General de Precios Industriales (base media mensual de 1990 = 100)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1975	22.6	23.2	23.3	23.4	23.5	23.5	23.6	23.7	23.8	23.9	24.0	24.4
1976	24.7	25.1	25.5	26.1	26.5	26.9	27.2	27.3	27.4	27.8	27.9	28.0
1977	28.7	29.1	30.1	31.0	31.3	31.6	32.2	33.1	33.7	34.4	34.7	34.9
1978	35.4	35.7	35.9	36.4	37.0	37.5	37.7	37.9	38.1	38.6	38.8	39.0
1979	39.9	40.5	40.9	41.3	41.6	42.3	43.0	43.8	44.4	44.9	45.2	45.5
1980	46.5	48.6	49.0	49.2	49.3	49.7	50.5	51.2	51.6	52.2	52.4	52.9
1981	54.3	54.9	55.3	57.3	57.7	58.2	58.7	59.5	60.0	60.5	61.0	61.3
1982	62.2	63.5	64.0	64.5	65.0	65.2	65.6	65.9	66.3	66.8	67.4	69.3
1983	70.7	71.8	72.3	73.0	73.6	74.2	74.7	75.3	75.9	77.2	77.8	79.2
1984	80.2	81.7	82.2	83.0	83.5	83.9	84.2	84.5	84.8	85.3	85.7	86.1
1985	88.0	89.0	89.4	89.8	90.3	90.3	90.6	91.0	91.2	91.6	91.9	91.9
1986	91.4	91.6	91.3	91.4	91.6	91.6	91.7	90.8	91.0	91.2	90.7	90.8
1987	91.1	91.1	91.3	91.6	91.8	91.9	92.2	92.4	92.4	92.7	92.7	93.1
1988	93.4	93.6	93.8	94.3	94.0	94.5	94.9	95.1	95.4	95.6	96.1	96.3
1989	97.0	97.7	98.0	98.1	98.3	98.4	99.1	99.3	99.4	99.6	99.7	99.7
1990	100.3	100.5	100.3	100.3	100.5	100.3	100.1	100.6	101.4	102.1	101.9	102.0
1991	102.6	102.4	101.9	102.0	102.1	102.1	102.3	102.3	102.5	102.6	102.7	102.6
1992	103.3	103.4	103.5	103.7	103.7	103.8	103.8	103.8	103.8	104.0	104.1	104.2
1993	105.0	105.1	105.2	105.3	105.6	105.8	106.3	106.8	107.0	107.3	107.4	107.6
1994	108.8	109.3	109.5	109.6	110.0	110.4	110.7	111.0	111.4	112.0	112.7	113.3
1995	115.1	116.5	117.3	117.7	118.0	118.2	118.3	118.4	118.8	118.6	118.4	118.3

Fuente: BE, código: BE250301; fecha diskettes: Mayo 96; último dato: Marzo 96

Tabla D.1.10: Índice General de Precios de Consumo (base media mensual de 1992 = 100)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1983										55.682	56.249	57.122
1984	58.007	58.227	58.696	58.973	59.292	59.712	60.629	61.050	61.174	61.543	61.859	62.278
1985	63.438	63.898	64.296	64.959	65.163	65.052	65.422	65.520	66.239	66.580	67.093	67.371
1986	69.308	69.617	69.852	70.022	70.217	70.862	71.570	71.773	72.516	72.787	72.620	72.930
1987	73.489	73.802	74.231	74.399	74.307	74.325	75.078	75.045	75.737	76.187	76.012	76.284
1988	76.768	76.978	77.536	77.266	77.262	77.562	78.586	79.363	80.060	80.150	80.105	80.742
1989	81.680	81.738	82.260	82.481	82.598	83.048	84.396	84.590	85.485	85.830	85.969	86.304
1990	87.144	87.697	88.018	88.218	88.211	88.483	89.672	90.065	91.013	91.821	91.729	91.955
1991	93.025	92.895	93.197	93.399	93.664	93.934	95.100	95.453	96.233	96.838	96.985	97.038
1992	98.576	99.233	99.592	99.485	99.745	99.726	100.050	100.962	101.795	101.856	101.921	102.227
1993	103.185	103.218	103.581	104.035	104.322	104.581	104.955	105.583	106.180	106.576	106.755	107.262
1994	108.346	108.385	108.743	109.171	109.394	109.512	109.941	110.651	110.988	111.229	111.422	111.914
1995	113.074	113.628	114.290	114.896	114.942	115.051	115.069	115.394	115.848	116.064	116.372	116.748

Fuente: INE, base de datos *Tempus* (internet <http://www.ine.es>); código: IPC00020ZZ0; última actualización del INE: 22 Enero 99, último dato: Octubre 98; fecha de obtención de datos: 27 Enero 99

Tabla D.1.11: Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales (base media mensual de 1990 = 100, dólares estadounidenses)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1980	103.917	103.917	103.917	89.138	89.138	89.138	92.973	92.973	92.973	88.203	88.203	88.203
1981	84.275	84.275	84.275	81.188	81.188	81.188	78.101	78.101	78.101	73.425	73.425	73.425
1982	73.144	71.928	69.309	68.000	68.000	64.445	65.474	64.913	63.697	63.510	63.416	64.913
1983	67.625	71.460	73.331	76.698	81.001	80.720	81.094	79.785	78.943	77.540	77.072	76.698
1984	77.072	77.914	80.253	77.914	74.079	71.086	67.251	67.064	63.978	63.697	66.597	65.568
1985	66.156	65.377	65.248	68.231	68.815	66.350	65.961	64.080	62.653	61.745	61.032	62.783
1986	63.756	63.496	66.285	66.026	66.415	66.091	63.496	63.496	66.480	66.415	66.156	66.804
1987	68.361	71.669	74.457	77.117	79.646	82.046	86.262	91.580	90.153	93.266	93.331	100.660
1988	102.671	102.541	114.566	119.550	128.160	137.321	117.459	117.796	112.140	113.421	118.678	125.306
1989	126.448	120.247	119.631	116.551	113.398	105.979	104.941	108.365	105.898	105.914	101.260	97.223
1990	93.900	93.700	100.500	100.100	101.200	99.600	101.800	106.900	110.400	104.000	95.300	92.300
1991	92.100	91.600	90.000	89.800	88.000	87.800	86.800	83.400	82.000	80.700	81.400	79.100
1992	80.700	83.400	84.400	85.800	86.000	86.700	88.200	87.400	86.700	84.900	78.100	80.600
1993	82.500	85.700	85.300	81.000	77.800	75.800	76.400	76.200	75.100	75.100	76.400	81.100
1994	82.750	87.825	89.520	86.800	93.400	97.000	99.900	98.220	100.775	102.550	111.300	113.525
1995	121.720	116.750	117.000	117.100	114.220	111.975	114.150	112.340	109.600	106.020	109.350	108.125

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 634014; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Agosto 96

Tabla D.1.12: Tipo de cambio Peseta/Dólar Estadounidense

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1980	66.092	66.611	69.154	71.611	70.838	70.007	70.698	72.359	73.249	74.406	76.409	79.020
1981	80.622	85.752	85.850	87.528	91.352	94.546	97.573	100.145	96.178	95.953	95.412	96.951
1982	98.420	100.774	104.460	105.990	102.920	109.153	111.500	112.049	112.969	115.158	118.982	125.934
1983	126.879	129.762	133.086	135.849	137.714	143.290	147.752	151.117	151.939	151.137	154.695	157.938
1984	159.581	154.217	149.440	150.155	153.980	154.707	161.248	164.456	169.845	172.018	167.777	171.707
1985	175.100	181.865	183.258	172.001	175.344	174.686	168.199	164.057	168.763	161.650	159.549	156.059
1986	152.852	146.972	142.365	143.732	141.854	142.919	137.571	134.210	133.949	133.289	136.130	134.739
1987	129.419	128.747	128.730	126.953	125.160	126.296	126.857	125.700	121.367	118.532	113.182	110.797
1988	112.267	114.426	112.562	110.925	112.077	116.061	122.217	124.145	124.287	120.280	114.874	113.721
1989	114.691	115.657	116.204	116.185	121.938	126.755	119.044	120.533	122.239	118.613	116.489	112.184
1990	109.685	108.287	109.357	107.114	103.859	103.964	100.556	97.029	98.467	95.697	93.958	95.234
1991	95.199	92.605	99.326	105.202	106.317	111.339	112.038	108.995	106.520	106.592	102.557	100.249
1992	100.018	101.722	104.786	103.790	101.345	99.018	94.838	93.234	97.474	105.589	113.830	112.906
1993	114.591	117.503	117.699	115.560	120.890	126.914	134.431	138.720	130.640	132.225	137.467	140.347
1994	143.041	141.222	138.910	138.128	136.697	134.377	129.466	129.867	128.716	126.267	128.502	132.304
1995	132.605	130.499	128.544	124.371	123.206	121.645	119.753	123.313	125.550	122.547	121.703	122.532

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 870020; fecha diskette: 28 Septiembre 98; último dato: Agosto 98

Tabla D.1.13: Índice "The Economist" de Precios de Materias Primas Industriales (base media mensual de 1990 = 100, pesetas)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1980	67.378	67.907	70.499	62.622	61.946	61.219	64.483	65.998	66.810	64.383	66.116	68.376
1981	66.655	70.896	70.977	69.714	72.760	75.304	74.760	76.730	73.691	69.117	68.727	69.836
1982	70.623	71.110	71.027	70.706	68.658	69.009	71.618	71.354	70.593	71.749	74.022	80.197
1983	84.174	90.969	95.742	102.217	109.433	113.469	117.545	118.281	117.670	114.968	116.965	118.837
1984	120.659	117.877	117.655	114.772	111.903	107.889	106.384	108.198	106.602	107.492	109.615	110.449
1985	113.641	116.642	117.304	115.131	118.374	113.705	108.841	103.133	103.729	97.917	95.529	96.120
1986	95.603	91.551	92.576	93.100	92.425	92.665	85.695	83.601	87.360	86.844	88.350	88.303
1987	86.794	90.521	94.030	96.045	97.794	101.655	107.353	112.932	107.340	108.453	103.630	109.412
1988	113.079	115.107	126.511	130.095	140.913	156.352	140.831	143.463	136.731	133.835	133.744	139.796
1989	142.273	136.436	136.379	132.846	135.652	131.785	122.556	128.138	126.993	123.244	115.719	106.999
1990	101.040	99.540	107.819	105.187	103.111	101.584	100.424	101.756	106.645	97.637	87.843	86.233
1991	86.015	83.217	87.697	92.679	91.784	95.901	95.404	89.177	85.689	84.388	81.898	77.793
1992	79.183	83.227	86.761	87.362	85.503	84.220	82.060	79.941	82.907	87.944	87.215	89.276
1993	92.744	98.790	98.492	91.828	92.268	94.376	100.757	103.699	96.249	97.417	103.032	111.662
1994	116.121	121.675	121.993	117.620	125.253	127.873	126.883	125.135	127.253	127.030	140.309	147.349
1995	158.345	149.467	147.543	142.875	138.056	133.628	134.105	135.902	134.992	127.459	130.557	129.974

Fuente: Elaboración propia

Tabla D.1.14: *Exportación de Productos Industriales Terminados*

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	30855	36214	47954	41839	47102	54607	78419	50489	42089	49972	65527	64440
1982	46871	62356	56946	59811	68096	54201	71442	40102	58348	61205	68678	89195
1983	45670	63990	77754	63330	97116	78762	83100	54843	66685	79587	99713	100875
1984	86513	88006	97638	96813	111474	128072	133063	73506	94399	114514	117034	113497
1985	97336	100432	102114	98381	129540	105337	121214	78297	91131	126244	128178	162675
1986	79254	106688	92080	143579	115895	124267	142119	64403	98235	133817	121810	126810
1987	87250	105147	131763	116854	130993	120163	155346	79353	129594	132515	150266	142774
1988	100335	151603	156699	141202	144893	147221	158211	80477	145281	137211	156442	140631
1989	144056	145195	164230	153362	160935	182503	177585	83484	148235	190844	182364	157468
1990	156093	159032	192347	174268	202174	208370	203146	119761	171800	209351	223164	208139
1991	187619	203468	199147	232280	212853	220199	218748	108496	209394	260115	248936	226127
1992	189711	248765	241648	219734	236560	257982	248047	125028	240305	282555	264464	254189
1993	204579	253824	285637	240731	272782	314875	304012	155284	278919	300234	339692	292558
1994	302139	332859	373848	348060	340343	372268	341989	187143	350669	393931	378528	427515
1995	351260	388978	469855	379737	393438	431964	372851	244978	434202	462370	468878	392355

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 500R05; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Julio 96

Tabla D.1.15: Exportación de Productos Industriales Terminados. Precios Constantes de 1991

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	69791	81784	105929	90699	100388	115521	161256	101404	84960	99053	131265	128009
1982	92139	119985	106860	108648	123698	97676	126962	70317	101333	106444	114981	149006
1983	75889	103930	122332	99498	151366	118706	122045	80403	96157	114070	141658	142058
1984	121048	125365	138789	135460	156279	176068	180523	97747	125530	149887	150778	146410
1985	124694	127226	129883	124896	160006	130174	148894	95380	111844	155243	155802	195476
1986	94541	125294	106047	164409	129753	137555	159291	71983	110774	151634	137670	142467
1987	97475	118090	145194	127765	142168	132631	170242	86564	141695	146506	164585	157084
1988	110258	167147	170029	152322	155364	156535	167189	86090	154030	145120	164364	148564
1989	151494	156934	178861	167463	174513	192412	187801	87942	155774	199816	190260	164337
1990	164689	167262	201791	183498	211990	219221	212030	124079	181857	220160	231667	212799
1991	192621	212475	203298	240735	217112	216806	219020	105770	206693	257662	243238	213485
1992	188492	245889	238892	213687	232095	250763	239271	121755	226390	274016	243657	231612
1993	193911	238191	244600	227737	246908	280434	272714	151003	239814	266864	302699	252332
1994	267047	292771	327730	304353	296371	325465	306440	188369	308218	336551	335812	354745
1995	301949	329844	402920	334347	329718	381133	317646	234062	375461	400552	398027	340782

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 502R05; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Julio 96

Tabla D.1.16: *Precios de Exportación de Productos Industriales Terminados (base 100.00 = 1991)*

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	44.210	44.280	45.270	46.130	46.920	47.270	48.630	49.790	49.540	50.450	49.920	50.340
1982	50.870	51.970	53.290	55.050	55.050	55.490	56.270	57.030	57.580	57.500	59.730	59.860
1983	60.180	61.570	63.560	63.650	64.160	66.350	68.090	68.210	69.350	69.770	70.390	71.010
1984	71.470	70.200	70.350	71.470	71.330	72.740	73.710	75.200	75.200	76.400	77.620	77.520
1985	78.060	78.940	78.620	78.770	80.960	80.920	81.410	82.090	81.480	81.320	82.270	83.220
1986	83.830	85.150	86.830	87.330	89.320	90.340	89.220	89.470	88.680	88.250	88.480	89.010
1987	89.510	89.040	90.750	91.460	92.140	90.600	91.250	91.670	91.460	90.450	91.300	90.890
1988	91.000	90.700	92.160	92.700	93.260	94.050	94.630	93.480	94.320	94.550	95.180	94.660
1989	95.090	92.520	91.820	91.580	92.220	94.850	94.560	94.930	95.160	95.510	95.850	95.820
1990	94.780	95.080	95.320	94.970	95.370	95.050	95.810	96.520	94.470	95.090	96.330	97.810
1991	97.403	95.761	97.958	96.488	98.038	101.570	99.876	102.580	101.310	100.950	102.340	105.920
1992	100.650	101.170	101.150	102.830	101.920	102.880	103.670	102.690	106.150	103.120	108.540	109.750
1993	105.500	106.560	116.780	105.710	110.480	112.280	111.480	102.840	116.310	112.510	112.220	115.940
1994	113.140	113.690	114.070	114.360	114.840	114.380	111.600	99.349	113.770	117.050	112.720	120.510
1995	116.330	117.930	116.610	113.580	119.330	113.340	117.380	104.660	115.650	115.430	117.800	115.130

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 501R05; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Julio 96

Tabla D.1.17: Importación de Productos Industriales Terminados

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	28277	30348	37230	33880	39422	33397	39670	32397	33454	38180	42753	48846
1982	35806	39793	47508	50989	50967	46133	55288	30760	45953	43685	55589	71814
1983	49139	53545	61879	50555	58889	55080	57814	45133	51419	49602	59104	69171
1984	56123	50950	57659	59728	69811	57948	58220	43041	48337	64633	74641	74166
1985	57800	61892	68722	67792	76605	70231	78644	58345	71511	70747	79597	120564
1986	61232	77939	90097	97951	107151	112453	118522	71192	98482	141737	129735	141757
1987	103907	131691	151921	155165	145095	143262	183739	113482	159906	190991	177896	193417
1988	133312	173724	198725	210276	210362	209955	194530	186609	226990	229825	250914	267721
1989	199581	219401	262648	249027	269779	276501	263163	190771	239925	290752	280944	256616
1990	232250	281701	288831	291767	289467	308696	288510	191016	252926	283023	303699	250158
1991	264369	250323	281286	346281	291098	311710	349651	217636	294659	348111	356158	321438
1992	287086	323304	370106	360873	344700	348739	365046	212220	318930	348259	301501	302057
1993	255200	252689	324877	298984	309019	328309	301914	192756	302141	300894	319868	346709
1994	248160	285198	364211	368636	331242	397433	328923	236272	411008	373465	371486	421491
1995	300160	351423	419256	394651	430410	389052	328927	293206	399209	432733	424864	374569

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 504R05; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Julio 96

Tabla D.1.18: Importación de Productos Industriales Terminados. Precios constantes de 1991

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	54495	57564	70806	62763	71834	62111	73057	58467	61293	67516	74197	83986
1982	60494	65849	79404	81870	82034	71447	83177	46387	68586	65056	79685	96629
1983	65163	69422	79823	64516	75162	69353	69505	53462	60125	57851	69313	80459
1984	65055	59375	66796	68780	80354	66068	65357	48280	54342	72199	85284	84385
1985	64294	69239	77130	76094	85736	77551	86651	62428	78515	76649	84633	125627
1986	65496	83100	96629	103586	113905	119402	126100	74189	102639	148509	133733	144355
1987	106571	134943	153782	159454	149582	148550	188605	116572	165603	197960	185231	202319
1988	139506	181986	206403	217317	216244	215272	199293	188627	227126	234300	250964	272185
1989	206777	226654	273108	257606	277722	277528	264220	188230	240286	287845	277667	254025
1990	233324	281588	289497	295969	294353	315931	295151	197086	257431	285651	302670	246826
1991	268232	252835	285335	355295	299353	315155	335711	211214	287593	351076	356263	311298
1992	284614	317468	369162	363298	350210	357570	366788	210348	312486	342320	292463	283575
1993	248917	239113	303067	286417	295401	300772	275458	168475	261596	274355	289822	299073
1994	209720	249314	322835	331386	301770	350226	294618	212324	367459	339378	330084	383114
1995	261735	300558	366782	345053	375230	335512	292263	255402	347855	371578	369908	328746

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 506R05; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: Julio 96

Tabla D.1.19: Precios de Importación de Productos Industriales Terminados (base 100.00 = 1991)

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1981	51.890	52.720	52.580	53.980	54.880	53.770	54.300	55.410	54.580	56.550	57.620	58.160
1982	59.190	60.430	59.830	62.280	62.130	64.570	66.470	66.310	67.000	67.150	69.760	74.320
1983	75.410	77.130	77.520	78.360	78.350	79.420	83.180	84.420	85.520	85.740	85.270	85.970
1984	86.270	85.810	86.320	86.840	86.880	87.710	89.080	89.150	88.950	89.520	87.520	87.890
1985	89.900	89.390	89.100	89.090	89.350	90.560	90.760	93.460	91.080	92.300	94.050	95.970
1986	93.490	93.790	93.240	94.560	94.070	94.180	93.990	95.960	95.950	95.440	97.010	98.200
1987	97.500	97.590	98.790	97.310	97.000	96.440	97.420	97.350	96.560	96.480	96.040	95.600
1988	95.560	95.460	96.280	96.760	97.280	97.530	97.610	98.930	99.940	98.090	99.980	98.360
1989	96.520	96.800	96.170	96.670	97.140	99.630	99.600	101.350	99.850	101.010	101.180	101.020
1990	99.540	100.040	99.770	98.580	98.340	97.710	97.750	96.920	98.250	99.080	100.340	101.350
1991	98.560	99.007	98.581	97.463	97.242	98.907	104.152	103.041	102.457	99.156	99.971	103.257
1992	100.869	101.838	100.256	99.333	98.427	97.530	99.525	100.890	102.062	101.735	103.090	106.518
1993	102.524	105.678	107.196	104.388	104.610	109.155	109.604	114.412	115.499	109.673	110.367	115.928
1994	118.329	114.393	112.817	111.241	109.766	113.479	111.644	111.279	111.851	110.044	112.543	110.017
1995	114.681	116.924	114.307	114.374	114.706	115.958	112.545	114.802	114.763	116.458	114.857	113.938

Fuente: DGPC del MEH, base de datos Series; código: 505R05; fecha diskette: 2 Octubre 96. Último dato: Julio 96

Tabla D.1.20: *MI*

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1982										4610680	4562802	4621359
1983	4718579	4492737	4512012	4621147	4621142	4556424	4813736	4679410	4676282	4718627	4618446	4874527
1984	4909867	4626642	4674225	4801774	4737068	4741416	5134494	5031267	5057107	5161735	5059239	5400137
1985	5382193	5163609	5177824	5274415	5274496	5385539	5657944	5527029	5589164	5674103	5628358	6098790
1986	6167320	5917945	6104040	6192334	6165293	6343057	6667337	6494882	6621105	6688082	6595734	7125363
1987	7065933	6775142	6861130	7076230	7041399	7142542	7632842	7472394	7496571	7615925	7474145	7985653
1988	8154193	7868172	8001633	8353627	8457274	8724414	9407002	9238049	9204623	9318410	9201919	9817516
1989	9851878	9550182	9750675	9923492	10025154	10211957	11012328	10594650	10579547	10719854	10533164	11180042
1990	11262949	10835691	11137613	11731705	11796526	12183551	12887609	12471630	12568567	12663766	12507354	13415772
1991	13501083	13174030	13459430	13720445	13787388	14235626	14937422	14485323	14502018	14556679	14336537	15228512
1992	15287409	14665324	14785084	15036970	14830267	14997854	15443007	15032106	15046745	14808290	14309415	14976340
1993	14717245	14300759	14376558	14505525	14393072	14443683	15118652	14691760	14920568	14778470	14621829	15581917
1994	15616952	15066192	15376711	15424555	15554917	15847562	16485771	16146482	16286103	16296132	15924759	16839446
1995	16634949	16111810	16253583	16444594	16278290	16431555	16996365	16627557	16751846	16679674	16337585	17225267

Fuente: BE; código: BE010705; fecha diskettes: Diciembre 98; último dato: Octubre 98

Tabla D.1.21: M2

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1982										8448722	8386536	8547582
1983	8721508	8463330	8498679	8630021	8625638	8592492	8971025	8928804	8947585	8989880	8870661	9239031
1984	9327515	8958123	8994458	9128258	9047349	9069818	9566234	9544744	9596470	9710784	9597717	10056037
1985	10103390	9820948	9853018	9973182	9974899	10162895	10581839	10543864	10640370	10736975	10695406	11285954
1986	11427068	11143988	11381634	11517353	11508334	11767482	12220507	12128563	12297486	12370652	12259953	12945368
1987	12981062	12632815	12733393	12941366	12881894	13026047	13651194	13580015	13629913	13758122	13586396	14247516
1988	14522764	14159880	14324367	14735840	14839296	15180057	16054786	16006666	16003828	16148746	16044422	16859904
1989	17012208	16614908	16831744	17041088	17137152	17452880	18500176	18173424	18140480	18227200	17952752	18746528
1990	18870112	18304320	18605248	19308976	19507792	20052896	21058608	20816800	20933856	21034912	20901568	22061904
1991	22317472	21928608	22269424	22608400	22666144	23243600	24213168	23869264	23890544	23952880	23775168	24918192
1992	25039892	24220054	24293408	24528514	24299222	24571641	25210385	24852724	24816069	24515807	23971926	24837295
1993	24675492	24078421	24064538	24153378	24000191	24173308	25064522	24681248	24901568	24833320	24770231	26074603
1994	26251724	25512532	25856420	25907516	25963466	26424653	27327527	27028269	27160636	27197828	26859186	28038126
1995	27890349	27145094	27231559	27378581	27098934	27400943	28202643	27807055	27907602	27801887	27537128	28769479

Fuente: BE; código: BE010701; fecha diskettes: Diciembre 98; último dato: Octubre 98

Tabla D.1.22: M3

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1982										16372096	16406419	16730241
1983	17103544	17006057	17141982	17356241	17445567	17507458	17971713	18066922	18238966	18427764	18463743	19039259
1984	19486891	19443277	19693822	19984237	20043455	20258433	20926585	21066382	21234837	21439839	21435000	22086286
1985	22382139	22377098	22642166	22953361	23158095	23418139	23782236	23826100	24030532	24234921	24279363	24892211
1986	25170893	25134293	25448896	25569080	25587001	25920826	26453470	26389759	26640369	26809828	26808072	27579227
1987	27854129	27752364	28087678	28426963	28423264	29041822	29497143	29726299	29952583	30291967	30383094	31099525
1988	31312020	31045326	31386749	31805502	32013668	32421673	33316764	33416983	33639847	34030524	34144541	35078644
1989	35543040	35780401	36156011	36577559	36851979	37382540	38683483	38817820	38794037	39229051	39213200	40014135
1990	40490289	40492846	41061270	41854470	42217407	42931207	43964921	43915931	44059296	44225770	44298865	45532183
1991	46006005	46033094	46674205	47176771	47471263	47990580	49054903	49044073	49349483	49592241	49754869	50707979
1992	50770482	50039072	50219416	50668058	50683430	51082768	51928214	51881623	51971787	52060560	51766349	52867739
1993	53330152	53263146	53628971	54076001	54282715	54834787	55758109	55467051	55798853	55950270	55968173	57245274
1994	57590948	57143458	57551256	57918835	58123961	58726316	59796490	59552514	60099686	60356195	60344578	61967437
1995	62456301	62231014	62803769	63381950	63407829	64095024	65209731	65629810	66146851	66497755	66793638	68689784

Fuente: BE; código: BE010605; fecha diskettes: Diciembre 98; último dato: Octubre 98

Tabla D.1.23: ALP

	Ene	Feb	Mar	Abr	May	Jun	Jul	Ago	Sep	Oct	Nov	Dic
1982										16795202	16861196	17217200
1983	17633797	17596520	17805107	18086691	18224765	18332721	18839133	18949562	19116591	19301155	19348466	19947145
1984	20362835	20280710	20451102	20673343	20772302	21052092	21823755	21901422	22070611	22305868	22255208	22960037
1985	23240371	23306552	23569951	23900843	24110258	24456893	24905258	24951609	25157602	25382205	25435243	26124299
1986	26457879	26543332	26948065	27242156	27370036	27808105	28204885	28137950	28334575	28564647	28573363	29382189
1987	29755107	29738385	30090273	30446205	30488171	31179282	31962856	32247134	32505859	33001111	33150417	34010380
1988	34449967	34340736	34809005	35305600	35531664	35845777	36675056	36828218	37061107	37480991	37653134	38722541
1989	39336221	39494553	39987627	40547335	40906755	41533525	42508269	42279446	42439961	42675681	42783484	43921086
1990	44596858	44444461	44982357	45809553	46123067	46668464	47670377	47716524	47842825	48049285	48183212	49476001
1991	50021935	50163398	50934886	51439809	51585207	52025298	53001496	52934054	53395009	53738081	53873848	54870527
1992	54905579	54067081	54434260	54952353	55067298	55449172	56140647	55968202	56099846	56365443	56490727	57714914
1993	58310647	58352339	58494609	58910644	58891378	59436012	60531734	60280097	60784057	61158248	61264036	62736983
1994	63091401	62317153	62680190	63003370	63237402	63923743	65024295	65003668	65546990	65931735	66118598	67887886
1995	68405960	68450173	69014813	69626642	69706002	70390901	71694221	71918179	72407131	72578994	72525295	74158245

Fuente: BE; código: BE010601; fecha diskettes: Diciembre 98; último dato: Octubre 98

Tabla D.2.1: Producción

	Q			
	I	II	III	IV
1975	72.1	73.6	63.4	77.1
1976	73.4	77.4	68.2	81.7
1977	81.8	82.1	68.7	83.9
1978	82.3	84.0	70.6	86.9
1979	83.1	84.7	71.9	86.6
1980	86.4	84.6	70.8	88.0
1981	84.2	84.8	70.6	86.6
1982	83.0	83.7	70.4	85.1
1983	85.8	86.9	71.3	87.4
1984	87.9	85.6	73.1	88.0
1985	87.4	86.3	74.5	92.6
1986	88.0	92.8	75.8	94.3
1987	92.0	95.0	81.3	98.3
1988	96.5	98.8	82.7	100.3
1989	100.9	104.8	87.0	102.7
1990	104.0	103.3	86.1	102.2
1991	99.8	102.8	85.9	104.2
1992	101.9	100.4	84.7	94.7
1993	92.1	94.1	81.4	96.1
1994	96.5	101.5	88.4	104.4
1995	106.4	107.1	91.1	104.3

Tabla D.2.2: Uso del Capital

	U				PU				ER			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1975	79.0	78.0	80.0	81.0	81.0	78.0	79.0	80.0	-3.0	2.0	2.0	2.0
1976	80.0	81.0	82.0	83.0	83.0	83.0	83.0	82.0	0.0	-2.0	-1.0	0.0
1977	83.0	84.0	82.0	82.0	85.0	83.0	81.0	80.0	1.0	-1.0	-1.0	1.0
1978	79.0	80.0	80.0	81.0	80.0	81.0	82.0	81.0	-1.0	0.0	-1.0	-1.0
1979	79.0	81.0	79.0	80.0	82.0	81.0	81.0	81.0	-2.0	-1.0	-2.0	-1.0
1980	79.0	79.0	77.0	80.0	80.0	79.0	79.0	80.0	-2.0	-1.0	-2.0	1.0
1981	79.0	78.0	78.0	80.0	81.0	79.0	80.0	80.0	-1.0	-3.0	-1.0	0.0
1982	80.0	82.0	78.0	80.0	82.0	80.0	80.0	80.0	0.0	0.0	-2.0	0.0
1983	81.0	78.0	77.5	79.0	82.0	78.0	79.0	78.0	1.0	-4.0	-0.5	0.0
1984	79.0	79.0	77.0	79.0	81.0	78.0	78.0	79.0	1.0	-2.0	-1.0	1.0
1985	77.0	78.0	77.0	78.0	78.0	77.0	79.0	78.0	-2.0	0.0	0.0	-1.0
1986	77.5	79.0	78.4	80.1	79.0	79.0	79.0	80.0	-0.5	0.0	-0.6	1.1
1987	77.3	76.7	77.8	78.9	79.1	75.0	77.5	78.9	-2.7	-2.4	2.8	1.4
1988	77.8	81.1	79.5	82.0	80.2	80.4	81.8	74.4	-1.1	0.9	-0.9	0.2
1989	80.4	82.1	80.6	80.8	83.6	82.3	83.0	81.7	6.0	-1.5	-1.7	-2.2
1990	79.3	80.5	79.7	78.7	80.6	79.6	80.7	78.7	-2.4	-0.1	0.1	-2.0
1991	77.2	77.4	77.6	74.5	79.4	78.0	78.8	73.9	-1.5	-2.0	-0.4	-4.3
1992	74.6	75.8	72.7	70.7	77.6	74.7	73.4	69.7	0.7	-1.8	-2.0	-2.7
1993	70.3	69.4	70.6	72.5	71.6	69.6	73.2	71.7	0.6	-2.2	1.0	-0.7
1994	71.9	74.6	76.0	78.2	74.9	75.8	77.8	77.2	0.2	-0.3	0.2	0.4
1995	78.7	78.1	77.8	77.6	80.6	78.3	78.2	77.1	1.5	-2.5	-0.5	-0.6

Fuentes: Q y ER, elaboración propia. U y PU, DGPC del MEH, base de datos Series; códigos: 321100 y 321200 respectivamente; fecha diskette: 2 Octubre 96; último dato: II/96

Tabla D.2.3: Empleo

	E				A				NA			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1976			3407.62	3374.17			3027.54	3007.15			380.08	367.02
1977	3360.95	3394.25	3385.97	3365.29	3013.75	3036.86	3029.45	3007.29	347.20	357.39	356.52	358.00
1978	3336.10	3318.53	3299.29	3294.52	2977.26	2961.21	2959.53	2962.53	358.84	357.32	339.76	331.99
1979	3259.44	3261.31	3225.16	3190.48	2933.24	2936.91	2900.12	2865.21	326.20	324.40	325.04	325.27
1980	3170.02	3105.61	3114.36	3076.82	2845.04	2789.27	2784.04	2741.71	324.98	316.34	330.32	335.11
1981	3045.79	3023.41	2959.84	2905.00	2718.98	2700.75	2650.61	2592.39	326.81	322.66	309.23	312.61
1982	2863.31	2858.09	2783.63	2779.37	2568.29	2554.84	2488.36	2491.62	295.02	303.25	295.27	287.75
1983	2752.79	2772.71	2754.65	2744.72	2460.83	2459.53	2431.02	2423.65	291.96	313.18	323.63	321.07
1984	2736.89	2703.11	2672.13	2641.75	2403.77	2372.60	2346.79	2317.72	333.12	330.51	325.34	324.03
1985	2614.72	2588.20	2585.58	2592.45	2292.51	2270.90	2288.31	2297.41	322.21	317.30	297.27	295.04
1986	2606.55	2637.80	2640.91	2668.52	2302.04	2332.73	2335.03	2351.98	304.51	305.07	305.88	316.54
1987	2664.08	2757.69	2770.83	2803.98	2357.69	2395.09	2412.41	2452.81	306.39	362.60	358.42	351.17
1988	2772.17	2822.25	2804.53	2818.64	2421.59	2471.68	2459.72	2479.07	350.58	350.57	344.81	339.57
1989	2850.51	2885.61	2915.24	2940.56	2521.94	2540.78	2565.16	2585.82	328.57	344.83	350.08	354.74
1990	2981.38	2990.97	2979.07	2960.89	2625.46	2631.79	2635.20	2620.69	355.92	359.18	343.87	340.20
1991	2899.86	2894.72	2885.93	2880.11	2552.17	2550.63	2533.04	2532.59	347.69	344.09	352.89	347.52
1992	2859.83	2859.35	2796.78	2700.84	2457.50	2465.24	2423.91	2338.64	402.33	394.11	372.87	362.20
1993	2583.21	2556.87	2534.20	2485.03	2241.87	2208.06	2186.58	2150.65	341.34	348.81	347.62	334.38
1994	2466.59	2467.49	2472.46	2488.46	2113.47	2100.41	2101.98	2124.91	353.12	367.08	370.48	363.55
1995	2458.81	2490.39	2501.20	2493.83	2098.75	2130.14	2143.90	2146.23	360.06	360.25	357.30	347.60

Fuente: Elaboración propia. E y A son el resultado de corregir los datos originales (INE); base de datos *Tempus*; internet <http://www.ine.es>; códigos: PAE002A20000000 y PAE007A20000000, respectivamente) del efecto de la incorporación de Ceuta y Melilla en la EPA a partir de II/88 (fecha obtención datos: 14 Enero 97; última actualización INE: 28 Noviembre 96; último dato: III/96)

Tabla D.2.3 (cont.): *Empleo*

	AS				EE			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1985	2329.26	2326.78	2322.33	2324.68	285.46	261.42	263.25	267.77
1986	2303.56	2335.24	2347.33	2366.65	302.99	302.56	293.58	301.87
1987	2355.13	2392.36	2403.94	2431.97	308.95	365.33	366.89	372.01
1988	2432.83	2479.78	2480.78	2511.48	339.34	342.47	323.75	307.16
1989	2515.69	2570.11	2576.71	2602.49	334.82	315.50	338.53	338.07
1990	2588.84	2613.08	2596.52	2592.71	392.54	377.89	382.55	368.18
1991	2564.15	2563.19	2538.80	2532.23	335.71	331.53	347.13	347.88
1992	2499.72	2502.69	2445.19	2392.02	360.11	356.66	351.59	308.82
1993	2307.98	2262.48	2206.33	2164.16	275.23	294.39	327.87	320.87
1994	2110.04	2128.18	2126.33	2138.22	356.55	339.31	346.13	350.24
1995	2128.76	2149.56	2138.14	2135.53	330.05	340.83	363.06	358.30

Fuente: *Elaboración propia*

Tabla D.2.4: Salarios

	W				WR				SR			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	1981					53995	56122	57458	59616	342	373	371
1982					62388	65798	67019	67772	402	429	423	437
1983					69858	74087	76650	77261	454	482	498	506
1984	7.98	7.97	7.76	7.60	79028	81188	83143	84414	513	547	556	566
1985	7.78	8.23	7.70	7.54	87822	90513	90275	92864	585	616	601	611
1986	8.33	8.56	8.38	8.24	96382	100980	101905	102663	656	672	670	675
1987	5.61	6.57	6.34	6.11	104027	108776	111365	111642	704	741	722	743
1988	5.81	6.08	6.74	6.68	114307	117119	118711	118734	762	785	783	810
1989	7.19	8.03	8.07	7.45	120363	123667	126582	127681	822	844	859	869
1990	7.88	8.03	8.22	8.27	131028	135053	138380	138535	896	924	943	945
1991	7.33	7.41	7.79	7.88	142054	147920	151814	151008	981	1021	1042	1040
1992	7.01	7.17	7.21	7.13	154885	160557	164646	164051	1074	1108	1129	1131
1993	6.46	5.68	5.15	4.27	167158	169733	175590	174917	1158	1181	1217	1215
1994	5.02	4.56	3.53	3.42	176572	179003	183102	183571	1230	1237	1257	1257
1995	3.66	4.27	4.25	4.41	185190	188739	191827	192797	1274	1295	1312	1323

Fuente: W, elaboración propia. WR y SR, INE; base de datos Tempus (internet <http://www.ine.es>); códigos: NES00056S02000 y NES00046S02000 respectivamente; fecha obtención datos: 2 Enero 97; última actualización del INE: 20 Junio 96; último dato: IV/95

Tabla D.2.4: Salarios

	W				WR				SR			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1981					53995	56122	57458	59616	342	373	371	378
1982					62388	65798	67019	67772	402	429	423	437
1983					69858	74087	76650	77261	454	482	498	506
1984	7.98	7.97	7.76	7.60	79028	81188	83143	84414	513	547	556	566
1985	7.78	8.23	7.70	7.54	87822	90513	90275	92864	585	616	601	611
1986	8.33	8.56	8.38	8.24	96382	100980	101905	102663	656	672	670	675
1987	5.61	6.57	6.34	6.11	104027	108776	111365	111642	704	741	722	743
1988	5.81	6.08	6.74	6.68	114307	117119	118711	118734	762	785	783	810
1989	7.19	8.03	8.07	7.45	120363	123667	126582	127681	822	844	859	869
1990	7.88	8.03	8.22	8.27	131028	135053	138380	138535	896	924	943	945
1991	7.33	7.41	7.79	7.88	142054	147920	151814	151008	981	1021	1042	1040
1992	7.01	7.17	7.21	7.13	154885	160557	164646	164051	1074	1108	1129	1131
1993	6.46	5.68	5.15	4.27	167158	169733	175590	174917	1158	1181	1217	1215
1994	5.02	4.56	3.53	3.42	176572	179003	183102	183571	1230	1237	1257	1257
1995	3.66	4.27	4.25	4.41	185190	188739	191827	192797	1274	1295	1312	1323

Fuente: W, elaboración propia. WR y SR, INE; base de datos *Tempus* (internet <http://www.ine.es>); códigos: NES00056S02000 y NES00046S02000 respectivamente; fecha obtención datos: 2 Enero 97; última actualización del INE: 20 Junio 96; último dato: IV/95

Tabla D.2.4 (cont.): Salarios

	HR				H			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1981	157.880117	150.461126	154.873315	157.714286	160.00	156.00	152.00	161.00
1982	155.194030	153.375291	158.437352	155.084668	156.00	154.00	134.00	153.00
1983	153.872247	153.707469	153.915663	152.689723	155.00	154.00	133.00	154.00
1984	154.050682	148.424132	149.537770	149.141343	154.00	149.00	127.00	149.00
1985	150.123077	146.936688	150.207987	151.986907	152.00	149.00	125.00	153.00
1986	146.923780	150.267857	152.097015	152.093333	149.00	152.00	128.00	153.00
1987	147.765625	146.796221	154.245152	150.258412	149.00	149.00	130.00	151.00
1988	150.009186	149.196178	151.610473	146.585185	151.00	151.00	126.00	147.00
1989	146.427007	146.524882	147.359721	146.928654	146.37	146.34	147.18	146.96
1990	146.236607	146.161255	146.744433	146.597884	146.14	146.09	146.68	146.51
1991	144.805301	144.877571	145.694818	145.200000	144.87	144.82	145.68	145.25
1992	144.213222	144.907040	145.833481	145.049514	144.26	144.93	145.88	145.05
1993	144.350604	143.719729	144.281019	143.964609	144.32	143.67	144.24	143.92
1994	143.554472	144.707357	145.665871	146.038982	143.60	144.74	145.68	146.00
1995	145.361068	145.744402	146.209604	145.727135	145.32	145.74	146.25	145.71

Fuente: HR, elaboración propia. H, INE, base de datos *Tempus* (internet <http://www.ine.es>); código: SIS00023S02000). Fecha obtención de datos: 21 Enero 97; última actualización del INE: 23 Diciembre 96; último dato: III/96

Tabla D.2.5: *Financiación*

	C			
	I	II	III	IV
1982				
1983			5050116	5402991
1984	5444715	5551045	5488676	5741987
1985	5695708	5866460	5904224	6262719
1986	6031868	6186278	6128845	6239972
1987	6217719	6243454	6276801	6418546
1988	6245069	6221824	6252464	6441370
1989	6201022	6433667	6638252	6975339
1990	6673511	6996491	7205336	7460462
1991	7622286	7824078	7912887	8584464
1992	8516520	8436507	8613724	8932760
1993	8780807	8564416	8492195	8260846
1994	8011187	7910415	7902843	8021172
1995	8027382	7949384	8132341	8365295

Fuente: BE; código: BE063303; fecha diskettes: Enero 97; último dato: III/96

Tabla D.2.6: *Conflictividad Laboral*

	JH			
	I	II	III	IV
1982	715199.77	359299.98	139300.00	55099.99
1983	238299.98	572099.85	114600.00	371999.91
1984	800899.80	306999.97	114199.99	205899.99
1985	279899.98	235099.98	115199.99	116399.99
1986	391096.00	238407.00	152258.00	90723.00
1987	530498.00	733367.00	87166.00	140848.00
1988	972766.01	320772.00	58398.00	135091.00
1989	662068.00	1401729.01	45250.00	727640.00
1990	509140.00	329223.00	75062.00	47990.00
1991	178307.00	1001242.01	276765.00	265563.00
1992	688444.00	391370.00	183895.00	334701.00
1993	164624.00	624770.00	106189.00	219258.00
1994	81708.00	543360.00	90440.00	143376.00
1995	239167.00	156084.00	163262.00	95642.00

Fuente: Elaboración propia

Tabla D.2.8: Sector Exterior: Exportaciones

	YX				QX				PX			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	1981	37700.0	47565.4	55029.5	59534.5	84559.5	101698.6	111582.1	118509.2	44.6	46.8	49.3
1982	55006.6	60436.8	55086.5	72108.0	105712.9	109494.3	96715.1	122175.5	52.0	55.2	57.0	59.0
1983	61022.3	78536.8	67233.1	92852.1	98814.3	121368.3	98082.3	131914.4	61.8	64.7	68.6	70.4
1984	90588.1	111391.9	97375.3	115005.3	128182.7	155047.1	130355.1	149013.0	70.7	71.8	74.7	77.2
1985	99941.1	110314.4	95277.0	138075.1	127250.0	137531.8	116676.1	167839.1	78.5	80.2	81.7	82.3
1986	91995.7	127400.4	96518.0	127384.4	107898.7	143166.0	108297.9	143808.2	85.3	89.0	89.1	88.6
1987	106525.3	122524.2	116900.5	141663.7	118672.9	134055.9	127816.2	155881.1	89.8	91.4	91.5	90.9
1988	133580.2	144417.3	122754.9	144524.1	146333.9	154730.1	130393.2	152457.6	91.3	93.3	94.1	94.8
1989	150884.5	165150.6	130012.7	176307.2	162010.1	177824.9	137024.2	184178.0	93.1	92.9	94.9	95.7
1990	168390.7	194353.6	161082.6	213444.2	177142.0	204303.5	168503.1	221406.8	95.1	95.1	95.6	96.4
1991	196629.5	221633.4	170650.5	244644.0	202635.0	224611.2	168548.5	237400.9	97.0	98.7	101.2	103.1
1992	225089.3	237579.6	195329.6	266814.2	222883.4	231687.5	187533.0	249137.5	101.0	102.5	104.2	107.1
1993	245698.3	274470.5	236137.5	310160.0	224385.7	250764.7	214547.3	273164.7	109.5	109.5	110.1	113.5
1994	335007.2	353299.0	282072.7	399475.2	294811.3	308488.7	261058.6	342258.9	113.6	114.5	108.1	116.7
1995	400410.5	401114.9	341024.2	439787.7	342363.1	347647.3	303351.5	378747.2	117.0	115.4	112.4	116.1

Fuente: Elaboración propia

Tabla D.2.8: *Sector Exterior: Exportaciones*

	YX				QX				PX			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
	1981	37700.0	47565.4	55029.5	59534.5	84559.5	101698.6	111582.1	118509.2	44.6	46.8	49.3
1982	55006.6	60436.8	55086.5	72108.0	105712.9	109494.3	96715.1	122175.5	52.0	55.2	57.0	59.0
1983	61022.3	78536.8	67233.1	92852.1	98814.3	121368.3	98082.3	131914.4	61.8	64.7	68.6	70.4
1984	90588.1	111391.9	97375.3	115005.3	128182.7	155047.1	130355.1	149013.0	70.7	71.8	74.7	77.2
1985	99941.1	110314.4	95277.0	138075.1	127250.0	137531.8	116676.1	167839.1	78.5	80.2	81.7	82.3
1986	91995.7	127400.4	96518.0	127384.4	107898.7	143166.0	108297.9	143808.2	85.3	89.0	89.1	88.6
1987	106525.3	122524.2	116900.5	141663.7	118672.9	134055.9	127816.2	155881.1	89.8	91.4	91.5	90.9
1988	133580.2	144417.3	122754.9	144524.1	146333.9	154730.1	130393.2	152457.6	91.3	93.3	94.1	94.8
1989	150884.5	165150.6	130012.7	176307.2	162010.1	177824.9	137024.2	184178.0	93.1	92.9	94.9	95.7
1990	168390.7	194353.6	161082.6	213444.2	177142.0	204303.5	168503.1	221406.8	95.1	95.1	95.6	96.4
1991	196629.5	221633.4	170650.5	244644.0	202635.0	224611.2	168548.5	237400.9	97.0	98.7	101.2	103.1
1992	225089.3	237579.6	195329.6	266814.2	222883.4	231687.5	187533.0	249137.5	101.0	102.5	104.2	107.1
1993	245698.3	274470.5	236137.5	310160.0	224385.7	250764.7	214547.3	273164.7	109.5	109.5	110.1	113.5
1994	335007.2	353299.0	282072.7	399475.2	294811.3	308488.7	261058.6	342258.9	113.6	114.5	108.1	116.7
1995	400410.5	401114.9	341024.2	439787.7	342363.1	347647.3	303351.5	378747.2	117.0	115.4	112.4	116.1

Fuente: *Elaboración propia*

Tabla D.2.9: Agregados Monetarios

	M1				M2			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1982				4621359				8547582
1983	4512012	4556424	4676282	4874527	8498679	8592492	8947585	9239031
1984	4674225	4741416	5057107	5400137	8994458	9069818	9596470	10056037
1985	5177824	5385539	5589164	6098790	9853018	10162895	10640370	11285954
1986	6104040	6343057	6621105	7125363	11381634	11767482	12297486	12945368
1987	6861130	7142542	7496571	7985653	12733393	13026047	13629913	14247516
1988	8001633	8724414	9204623	9817516	14324367	15180057	16003828	16859904
1989	9750675	10211957	10579547	11180042	16831744	17452880	18140480	18746528
1990	11137613	12183551	12568567	13415772	18605248	20052896	20933856	22061904
1991	13459430	14235626	14502018	15228512	22269424	23243600	23890544	24918192
1992	14785084	14997854	15046745	14976340	24293408	24571641	24816069	24837295
1993	14376558	14443683	14920568	15581917	24064538	24173308	24901568	26074603
1994	15376711	15847562	16286103	16839446	25856420	26424653	27160636	28038126
1995	16253583	16431555	16751846	17225267	27231559	27400943	27907602	28769479

Fuente: Elaboración propia

Tabla D.2.9 (cont.): *Agregados Monetarios*

	M3				ALP				
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	
1982				16730241					17217200
1983	17141982	17507458	18238966	19039259	17805107	18332721	19116591	19947145	19947145
1984	19693822	20258433	21234837	22086286	20451102	21052092	22070611	22960037	22960037
1985	22642166	23418139	24030532	24892211	23569951	24456893	25157602	26124299	26124299
1986	25448896	25920826	26640369	27579227	26948065	27808105	28334575	29382189	29382189
1987	28087678	29041822	29952583	31099525	30090273	31179282	32505859	34010380	34010380
1988	31386749	32421673	33639847	35078644	34809005	35845777	37061107	38722541	38722541
1989	36156011	37382540	38794037	40014135	39987627	41533525	42439961	43921086	43921086
1990	41061270	42931207	44059296	45532183	44982357	46668464	47842825	49476001	49476001
1991	46674205	47990580	49349483	50707979	50934886	52025298	53395009	54870527	54870527
1992	50219416	51082768	51971787	52867739	54434260	55449172	56099846	57714914	57714914
1993	53628971	54834787	55798853	57245274	58494609	59436012	60784057	62736983	62736983
1994	57551256	58726316	60099686	61967437	62680190	63923743	65546990	67887886	67887886
1995	62803769	64095024	66146851	68689784	69014813	70390901	72407131	74158245	74158245

Fuente: *Elaboración propia*

RELACIÓN DE SIGLAS Y ABREVIATURAS

<i>A</i>	Asalariados
<i>acf</i>	Función de autocorrelación simple
ACT	Apertura de Centros de Trabajo
AFI	Afiliación de Trabajadores al Sistema de la Seguridad Social
AR_f	Operador autorregresivo de frecuencia f
$AR(p)$	Operador autorregresivo regular de orden p
$AR(P)_4$	Operador autorregresivo anual de orden P
ARMA	Autorregresivo de media móvil
ARIMA	Autorregresivo integrado de media móvil
<i>AS</i>	Trabajadores en Alta Laboral en el Sistema de la Seguridad Social del Régimen General y Minería del Carbón
AST	Análisis de Series Temporales
ATE	Estadística de Accidentes de Trabajo y Enfermedades Profesionales
<i>B</i>	Índice "The Economist" de precios de materias primas industriales
BE	Boletín Estadístico del Banco de España
BEL	Boletín de Estadísticas Laborales
BME	Boletín Mensual de Estadística
<i>C</i>	Crédito a Otros Sectores Residentes. Financiación por Actividades Productivas. Industria
CEE	Comunidad Económica Europea
<i>ccf</i>	Función de correlación cruzada
CB	Central de Balances del Banco de España
CCT	Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo

CI(d,b)	Relación entre variables I(d), en que una combinación lineal contemporánea es I(d-b)
CNAE	Clasificación Nacional de Actividades Económicas
CNE	Contabilidad Nacional de España
CNTR	Contabilidad Nacional Trimestral
d	Número de diferencias regulares
D	Número de diferencias anuales
DCD	Contraste de No Invertibilidad de Davis <i>et al.</i> (1995, 1996)
DGPC	Dirección General de Política Económica y Defensa de la Competencia
DGPD	Dirección General de Proceso de Datos
E	Ocupados, muestra III/76-IV/95
EA	Estadística de Aduanas
ECI	Encuesta de Coyuntura Industrial
ECL	Encuesta de Coyuntura Laboral
EE	$\equiv ES - AS$
EIE	Encuesta Industrial de las Empresas
EIG	Encuesta Industrial
EMP	Empresas Inscritas en la Seguridad Social
EPA	Encuesta de Población Activa
ER	$\equiv U_t - PU_{t-1}$. Error en la Previsión del Grado de Utilización de la Capacidad Productiva
ES	Ocupados, muestra IV/83-IV/95
ETT	Empresas de Trabajo Temporal
fa	Factor de amortiguamiento
FLT	Función Lineal de Transferencia
GGO	Base de datos construida por García <i>et al.</i> (1994)

<i>H</i>	Número medio de horas trabajadas por trabajador y mes
HNM	Hipótesis de Neutralidad Monetaria
<i>HR</i>	$\equiv WR/SR$
<i>HRA</i>	$\equiv WRA/SRA$
<i>HRB</i>	$\equiv WRB/SRB$
HUE	Estadística de Huelgas y Cierres Patronales
I(d)	Integrada de orden d, variable
INE	Instituto Nacional de Estadística
INEM	Instituto Nacional de Empleo
IPI	Índice de Producción Industrial
IPR	Índice de Precios Industriales
IVA	Impuesto sobre el valor añadido
JH	Jornadas no trabajadas por huelgas
LAB	Sociedades Laborales
ln	Logaritmo neperiano
MA_f	Operador media móvil de frecuencia <i>f</i>
$MA(q)$	Operador media móvil regular de orden <i>q</i>
$MA(Q)_4$	Operador media móvil anual de orden <i>Q</i>
MAC	Estadística de Mediación, Arbitraje y Conciliación
MEG	Modelo de Estacionalidad Generalizada
MEH	Ministerio de Economía y Hacienda
MINER	Ministerio de Industria y Energía
MLR	Movimiento Laboral Registrado
MTAS	Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales
MTSS	Ministerio de Trabajo y Seguridad Social
MVE	Máxima Verosimilitud Exacta

<i>NA</i>	≡ <i>E - A</i> , No Asalariados
<i>NES</i>	Nueva Encuesta de Salarios
<i>P</i>	Índice General de Precios Industriales
<i>pacf</i>	Función de autocorrelación parcial
<i>per</i>	Periodo
<i>PDR</i>	Prestaciones por Desempleo
<i>PM</i>	Precios de Importaciones de Productos Industriales Terminados
<i>PTE</i>	Estadística de Permisos de Trabajo a Extranjeros
<i>PU</i>	Previsión del grado de utilización de la capacidad productiva
<i>PX</i>	Precios de Exportaciones de Productos Industriales Terminados
<i>Q</i>	Índice General de Producción Industrial
<i>QM</i>	Importaciones de Productos Industriales Terminados a Precios Constantes
<i>QX</i>	Exportaciones de Productos Industriales Terminados a Precios Constantes
r_x	Valor de la <i>acf</i> estimada en el retardo x
<i>REG</i>	Estadística de Regulación de Empleo
<i>RM</i>	Registro Mercantil
<i>s</i>	Periodo estacional
<i>S</i>	Salario Nominal Medio
s_x	Valor de la <i>pacf</i> estimada en el retardo x
<i>SF</i>	Contraste de No Estacionariedad de Shin y Fuller (1998)
<i>SIS</i>	Encuesta de Salarios de la Industria y de los Servicios
<i>SM</i>	Sociedades Mercantiles
<i>SQ</i>	Estadística de Suspensiones de Pagos y Declaraciones de Quiebra
<i>SR</i>	Ganancia Media por Hora Trabajada, muestra I/81-IV/95
<i>SRA</i>	Ganancia Media por Hora Trabajada, muestra I/81-IV/88
<i>SRB</i>	Ganancia Media por Hora Trabajada, muestra IV/88-IV/95

<i>U</i>	Grado de Utilización de la Capacidad Productiva
<i>U</i>	Modelo, análisis univariante general
<i>US</i>	Modelo, análisis univariante estocástico
<i>UT</i>	Modelo, análisis de transferencia con un sólo input
<i>W</i>	Incremento Salarial Trimestral Porcentual
<i>WR</i>	Ganancia media por Trabajador y Mes, muestra I/81-IV/95
<i>WRA</i>	Ganancia media por Trabajador y Mes, muestra I/81-IV/88
<i>WRB</i>	Ganancia media por Trabajador y Mes, muestra IV/88-IV/95
<i>YM</i>	Importaciones de Productos Industriales Terminados
<i>YX</i>	Exportaciones de Productos Industriales Terminados

