

INDICE DE DISPONIBILIDADES DE BIENES DE EQUIPO: MODELIZACION ARIMA-AI, COMPONENTES SUBYACENTES Y PATRON CICLICO

Enrique M. Quilis¹

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA
S.G. de Cuentas Nacionales
Paseo de la Castellana, 183
28046 - Madrid

Mayo 1998

RESUMEN

En este trabajo se analizan, a nivel univariante, las principales características del índice de disponibilidades de bienes de equipo. Se identifica, estima y diagnostica un modelo ARIMA con análisis de intervención para recoger los efectos de calendario y de las observaciones anómalas. Dicho modelo sirve de base para realizar una estimación de los componentes subyacentes de la serie (tendencia-ciclo, estacionalidad e irregularidad). Adicionalmente, el componente de tendencia-ciclo es descompuesto en una tendencia a largo plazo y una señal cíclica. Se identifican los puntos de giro y la cronología del ciclo así estimado. Finalmente, algunas de sus propiedades son analizadas mediante la aplicación del método de remuestreo *bootstrap*.

Palabras clave: Modelos ARIMA, efectos de calendario, tratamiento de atípicos, extracción de señales, estimación del ciclo, puntos de giro, *bootstrap*.

¹ Agradezco las discusiones mantenidas con Ana M^a Abad, Alfredo Cristóbal, Rubén Fernández, Rafael Frutos, Víctor Gómez y Francisco Melis sobre distintos puntos tratados en este trabajo. Víctor Gómez facilitó amablemente su programa STBC de generación de filtros de Butterworth. Las opiniones expresadas corresponden al autor y no reflejan necesariamente las del INE.

1. INTRODUCCION

La inversión en bienes de equipo constituye uno de los agregados macroeconómicos más relevantes tanto para el análisis de la coyuntura y del ciclo como para el estudio de los determinantes del crecimiento económico a largo plazo. En efecto, su sensibilidad potencial respecto a un amplio conjunto de factores reales, monetarios y fiscales en un marco dinámico incierto hace que su modelización sea esencial para comprender las fluctuaciones de la actividad económica y cuantificar los efectos de las políticas económicas, véase Blanchard y Fischer (1989) y Romer (1996), entre otros. Asimismo, como señalan De Long y Summers (1992), el porcentaje del PIB destinado a la formación de capital en bienes de equipo constituye uno de los determinantes más relevantes del crecimiento a largo plazo, lo que viene explicado por su incidencia positiva sobre la productividad total de los factores y por la incorporación que realiza del progreso técnico a la capacidad productiva instalada.

Con el fin de recoger de la forma más completa posible todos los elementos dinámicos presentes en este agregado, se ha seleccionado uno de sus principales indicadores mensuales de seguimiento para realizar un estudio univariante detallado. Dicho indicador es el índice de disponibilidades de bienes de equipo. La metodología estadística empleada es la del análisis univariante de series temporales. Esta metodología permite al analista, entre otras cosas, formular predicciones, determinar sucesos atípicos, extraer señales para evaluar el estado de la coyuntura, examinar perfiles cíclicos, fechar los puntos de giro (máximos y mínimos cíclicos), etc.

En los últimos años se ha puesto a disposición del analista de la coyuntura una serie de programas informáticos que facilitan y objetivan todas esas tareas, de manera que se ha reducido sustancialmente su relación coste/beneficio. En este trabajo se utilizan estas herramientas informáticas con el fin de extraer la mayor cantidad de información posible de la serie seleccionada desde el punto de vista del trabajo habitual del Area de Contabilidad Nacional Trimestral.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la primera sección se exponen los resultados de la modelización ARIMA, con análisis de intervención (AI), de la serie seleccionada. En la siguiente sección se estiman los componentes subyacentes, tomando como base el modelo ARIMA-AI expuesto en la primera sección. En la tercera, se realiza una descomposición de la señal de tendencia-ciclo estimada en tendencia y ciclo. En la misma sección se determina la cronología de los puntos de giro (máximos y mínimos cíclicos) y se efectúa una cuantificación no paramétrica (*bootstrap*) de las duraciones y amplitudes de los ciclos. La sección cinco concluye el trabajo.

2. UN MODELO ARIMA CON ANALISIS DE INTERVENCION

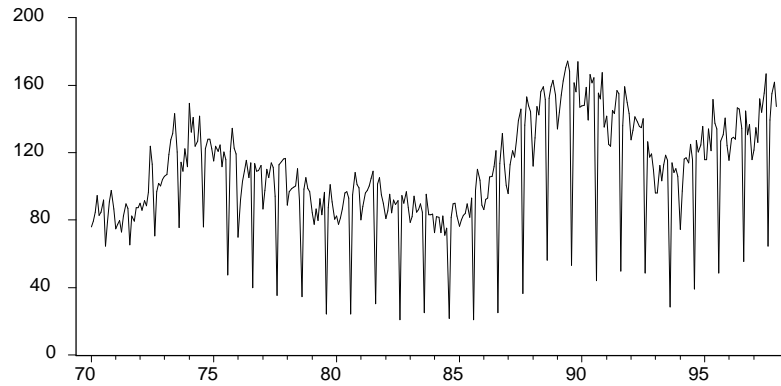
La serie que se analiza en este trabajo es la de disponibilidades de bienes de equipo (DBE, en adelante). Este indicador surge del equilibrio entre recursos y empleos para esta categoría de bienes y aproxima la oferta disponible de los mismos. Se obtiene como una combinación lineal de la producción interior y de las importaciones netas de bienes de equipo estimadas, respectivamente, por el Índice de Producción Industrial (IPI) y por las series de comercio exterior de Aduanas, deflactadas por el índice de valor unitario correspondiente. En los apéndices del *Boletín Trimestral de Coyuntura* del INE se detallan las fuentes y la estructura de ponderaciones de este índice.

Como se examina en Abad y Quilis (1998a), este indicador posee un carácter procíclico, sensiblemente conforme con los principales indicadores de la demanda agregada y moderadamente retrasado respecto al factor común dinámico que sintetiza el ciclo de la economía española. Asimismo, sus tasas de variación muestran una elevada correlación (0.92) con las correspondientes a la serie de formación bruta en bienes de equipo estimada por la Contabilidad Nacional.

Como puede apreciarse en el gráfico 1, la serie de disponibilidades de bienes de equipo está caracterizada por un movimiento tendencial bastante volátil, de forma que los niveles de la serie experimentan, de manera recurrente, incrementos y contracciones de gran intensidad. Asimismo, posee un acusado patrón estacional, particularmente concentrado en los meses de agosto. Finalmente, del examen gráfico inicial se desprenden también dos rasgos importantes: una ruptura en dicho patrón estacional a partir de 1975 y una pauta de interacción moderada entre la magnitud de la estacionalidad y

de la irregularidad, por una parte, y el propio nivel de la serie, por otra, indicio de un posible esquema multiplicativo para los componentes subyacentes de esta serie.

Gráfico 1: Disponibilidades de bienes de equipo: niveles



A continuación se ofrecen los resultados de la aplicación del programa TRAMO en modo automático a la serie seleccionada. Detalles acerca de su funcionamiento se encuentran en Gómez y Maravall (1996, 1998a). El proceso de identificación automática está descrito en Gómez (1994) y Gómez y Maravall (1998b). El modelo seleccionado y estimado tiene la siguiente expresión:

[1]

$$\ln(DBE_t) = TD_t + E_t + O_t + N_t,$$

donde TD_t y E_t recogen, respectivamente, los efectos de calendario vinculados al ciclo semanal y a la Pascua móvil, O_t representa una combinación de modelos de intervención asociados a factores de tipo extraordinario que afectan a la serie de manera no recurrente y N_t caracteriza el comportamiento estocástico de la serie. La expresión [1] constituye una descomposición preliminar de la serie en un componente determinista, resultado de agregar los efectos de calendario e intervención, y otro estocástico que representa los movimientos observados asociados a la respuesta de un sistema lineal a una secuencia de innovaciones de tipo ruido blanco. A continuación se examina cada componente de la ecuación [1] con más detalle.

2.1. Efecto del ciclo semanal: TD_t

Formalmente, dicho efecto se recoge a través de la agregación de un conjunto de variables de tipo determinista de la forma:

[2]

$$TD_t = \sum_{j=1}^7 \beta_j D_{j,t},$$

donde $D_{j,t} = [(\text{número de días de tipo } j \text{ en el mes } t) - (\text{número de domingos en el mes } t)]$, con $j = \text{lunes, ..., sábdos}$ y $D_{7,t}$ es la diferencia entre la duración del mes t y la duración media de todos los meses. Acerca del tratamiento y modelización de esta clase de efectos véase Hillmer (1982), Bell y Hillmer (1983) y Hillmer *et al.* (1983), entre otros. La siguiente tabla muestra los resultados de la estimación²:

² Con el fin de facilitar la exposición y análisis del modelo, se ofrecerán por separado los resultados de la estimación de cada componente aunque todos ellos han sido estimados simultáneamente por máxima verosimilitud exacta.

Tabla 1: Estimación del efecto del ciclo semanal

Parámetro	Estimación	Desviación típica	t-ratio
β_1 : Lunes	0.0012	0.0074	0.17
β_2 : Martes	-0.0036	0.0075	-0.48
β_3 : Miércoles	-0.0034	0.0073	-0.46
β_4 : Jueves	0.0417	0.0074	5.65
β_5 : Viernes	-0.0230	0.0072	-3.19
β_6 : Sábado	-0.0074	0.0074	-0.99
β_7 : Duración del mes	0.0252	0.0221	1.14

Los efectos diferenciales más notables, a nivel diario, se concentran en los jueves (positivo) y los viernes (negativo), apreciándose también un efecto perceptible de la duración del mes de signo positivo. La elevada multicolinealidad entre los regresores obliga a ser cautos a la hora de identificar efectos individuales de esta clase aunque, como señalan Salinas y Hillmer (1987), la transformación utilizada para definir las variables en términos diferenciales reduce sustancialmente los efectos adversos del deficiente condicionamiento de la matriz de diseño sobre la estimación de los parámetros β_j

2.2. Efecto de la Pascua móvil: E_t

Este efecto también es representado por medio de un término lineal de la forma:

[3]

$$E_t = \gamma P(\tau)_t,$$

donde $P(\tau)_t$ expresa la proporción que representa la semana de Pascua en el mes t , habiéndose considerado que su efecto se percibe en los τ días anteriores al Domingo de Resurrección. En este trabajo se asume que $\tau=8$. Un análisis detallado de esta clase de efectos se encuentra en Liu (1980, 1983) y en Hillmer *et al.* (1983). La siguiente tabla presenta los resultados de la estimación:

Tabla 2: Estimación del efecto de la Pascua móvil

Parámetro	Estimación	Desviación típica	t-ratio
γ	-0.0788	0.0148	-5.33

Se aprecia un efecto negativo, claramente significativo y de mayor magnitud que los efectos del ciclo semanal, individualmente considerados.

2.3. Efecto asociado a sucesos atípicos: O_t

La expresión formal de estos efectos, derivada del análisis de intervención (Box y Tiao, 1975), es:

[4]

$$O_t = \sum_{h=1}^k V_h(B) I_t^{T_h},$$

donde $I_t^{T_h}$ es una variable binaria de tipo impulso que adopta un valor unitario en la observación T_h y nulo en los restantes, siendo T_h la observación en que tiene lugar el acontecimiento atípico o extraordinario. El filtro $V_h(B)$ recoge los efectos dinámicos asociados a la observación anómala. En este trabajo se consideran tres posibilidades:

[5a]

$$V_h(B) = v_h,$$

cuando se trata de un atípico aditivo: el efecto de la observación anómala es inmediato y dura sólo un período. El caso opuesto, en el que dicho efecto es permanente, se representa introduciendo una raíz unitaria en el denominador del filtro racional, lo que equivale a una integración del impulso registrado en T_h :

[5b]

$$V_h(B) = \frac{v_h}{1-B}.$$

Finalmente, la situación intermedia en que el efecto de la observación anómala no es permanente pero persiste durante algún tiempo, se recoge mediante un filtro del tipo siguiente:

[5c]

$$V_h(B) = \frac{v_h}{1-\delta B} \quad 0 < \delta < 1.$$

Este tipo de valores atípicos recibe el nombre de “transitorio”, poseyendo una función de respuesta al impulso monótona y convergente controlada por el parámetro δ , estando su signo determinado por el de v_h . Naturalmente, si $\delta=0$ o si $\delta=1$ se obtienen, respectivamente, los atípicos aditivo y de cambio de nivel antes comentados. En este trabajo se asume $\delta=0.7$.

Dadas sus características, los atípicos aditivos y transitorios son atribuidos a la señal irregular de la serie y los cambios de nivel son asociados a la tendencia, en ambos casos con un carácter determinista y, por lo tanto, predecible con exactitud. No se han considerado atípicos de carácter innovador³ por su difícil adscripción en términos de componentes subyacentes. Análisis detallados de las características de estos tipos de *outliers* y de los procedimientos secuenciales de detección de los mismos se encuentran en Abraham y Box (1979), Chang *et al.* (1988), Chen *et al.* (1990), Chen y Liu (1991), Tsay (1986, 1988) y Gómez y Maravall (1998b). La siguiente tabla ofrece los resultados de la estimación:

Tabla 3: Estimación de los efectos asociados a los valores atípicos

Fecha	Tipo	Estimación	Desviación típica	t-ratio
1973:04	Transitorio	0.2149	0.0562	3.83
1974:01	Transitorio	0.2427	0.0562	4.32
1976:01	Transitorio	-0.3649	0.0565	-6.46
1982:08	Aditivo	-0.2198	0.0586	-3.75
1988:08	Aditivo	0.2633	0.0586	4.50
1992:10	Cambio de nivel	-0.1904	0.0503	-3.79
1993:08	Aditivo	-0.2909	0.0590	-4.93
1994:01	Aditivo	-0.2824	0.0586	-4.82

Examinando la tabla anterior se aprecian los siguientes extremos:

1. Los valores atípicos tienden a concentrarse en los meses de enero y agosto, siendo todos los que ocurren en este último mes de tipo aditivo. Este resultado parece indicar cierta inestabilidad en el patrón estacional, habida cuenta de que estos dos meses son los que registran los descensos estacionales más acusados.
2. Los atípicos de carácter transitorio se sitúan sólo en el período 1970-1976, evidenciando una mayor irregularidad en el mismo respecto al resto de la serie.

³ Aquellos cuyo filtro $V_h(B)$ coincide con el que caracteriza a N_t .

3. El cambio de nivel detectado en 1992:10 es el resultado del impacto adverso, sobre la serie de importaciones reales de bienes de equipo, de la devaluación de la peseta en septiembre de 1992. Las otras tres devaluaciones acaecidas desde esa fecha no han tenido un efecto significativo sobre DBE.

2.4. Componente estocástico: N_t

La especificación del componente estocástico sigue una representación autorregresiva, integrada y de medias móviles (ARIMA) de tipo multiplicativo (Box y Jenkins, 1976):

[6]

$$N_t = \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^{12})}{\phi_p(B)\phi_P(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D} a_t,$$

donde $\phi_p(B)$ y $\theta_q(B)$ son, respectivamente, polinomios de orden p y q en el operador de desfases B , y $\phi_P(B^{12})$ y $\theta_Q(B^{12})$ son polinomios de orden P y Q en B^{12} . Las expresiones $(1-B)^d$ y $(1-B^{12})^D$ son operadores de diferenciación regular y estacional controlados por los parámetros enteros d y D , respectivamente. Por último, a_t es una secuencia de ruido blanco gaussiano con esperanza nula y desviación típica constante σ_a .

El modelo identificado y estimado por el TRAMO implica $p=P=0$ y $d=D=q=Q=1$, esto es, el conocido modelo “de las líneas aéreas” (Box y Jenkins, 1976):

[7]

$$N_t = \frac{(1-\theta_1 B)(1-\theta_{12} B^{12})}{(1-B)(1-B^{12})} a_t.$$

La estimación del modelo [7] por máxima verosimilitud exacta junto con todos los efectos deterministas antes descritos ofrece los siguientes resultados:

Tabla 4: Estimación del modelo ARIMA de la parte estocástica

Parámetro	Estimación	Desviación típica	t-ratio
θ_1	0.6330	0.0452	14.02
θ_{12}	0.1943	0.0557	3.49
σ_a	0.0828	-	-

Antes de examinar la adecuación del modelo ARIMA-AI para caracterizar el comportamiento dinámico de las disponibilidades de bienes de equipo conviene señalar lo siguiente:

- El análisis media-rango ha revelado la conveniencia de transformar logarítmicamente la serie analizada, con el fin de estabilizar su varianza y hacer más adecuada la modelización lineal subsiguiente. De esta manera, se confirma la posibilidad ya comentada de una pauta heterocedástica, obteniéndose un esquema de componentes subyacentes de tipo log-aditivo.
- Existen efectos deterministas claramente significativos, vinculados a la composición y duración del mes y a la Pascua móvil. En consecuencia, para facilitar el análisis de la coyuntura será conveniente tratarlos adecuadamente, tanto para la extracción de señales como para la interpretación y análisis de los datos de esta serie.
- Se han detectado efectos asociados a observaciones anómalas de diversos tipos, siendo más abundantes en los años iniciales de las décadas de los setenta y de los noventa.
- Los resultados presentados en la tabla 4 indican una situación correcta de estimación, ya que no hay indicios ni de sobrediferenciación ni de falta de invertibilidad y la correlación entre los parámetros estimados θ_1 y θ_{12} es virtualmente nula (0.05).
- El modelo ARIMA estimado para la parte estocástica es de tipo equilibrado y resulta compatible con una descomposición en tendencia, estacionalidad e irregularidad. La tendencia y la estacionalidad

estarían caracterizadas por medio de representaciones estocásticas no estacionarias con dos y once raíces sobre el círculo de radio unitario, respectivamente. El término irregular teórico sería un ruido blanco. La ausencia de una parte autorregresiva estacionaria excluye la posibilidad de identificar un componente cíclico independiente. Los valores estimados para θ_1 y θ_{12} sugieren que los componentes tendencial y estacional son poco estables, especialmente este último.

El diagnóstico del modelo estimado, basado en el estudio de sus residuos, ofrece los siguientes resultados:

1. Analizando las funciones de autocorrelación simple, parcial y extendida no se detecta estructura dinámica en los residuos, como se puede ver en la representación simbólica del correlograma extendido (Tsay y Tiao, 1984):

Tabla 5: Función de autocorrelación extendida de los residuos

Q-->	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
P=0	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=1	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=2	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=3	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=4	X	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=5	X	X	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=6	X	X	X	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=7	X	X	X	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=8	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=9	X	O	X	O	X	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=10	O	X	X	O	X	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=11	X	X	X	O	O	X	O	O	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=12	X	X	O	O	X	X	O	O	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=13	X	X	O	X	X	X	O	O	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=14	X	X	X	X	X	O	X	X	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=15	X	X	X	X	X	O	O	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=16	X	X	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=17	O	O	X	X	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=18	X	O	X	X	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=19	O	O	X	X	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=20	O	X	X	X	X	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=21	O	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=22	X	X	O	X	O	O	X	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=23	X	X	X	X	O	O	X	O	O	O	O	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
P=24	O	X	O	X	X	O	O	X	X	X	O	O	X	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O

2. En el mismo sentido, el estadístico Q de Ljung y Box y los contrastes de rachas, aplicados a los residuos y a su función de autocorrelación simple, no rechazan la hipótesis nula de ausencia de estructura, al nivel de significación del 5 por ciento:

Tabla 6: Estadístico Q de Ljung y Box

	Retardo		
	12	24	36
Q	5.74	16.30	30.50

El contraste de rachas ofrece los siguientes resultados:

Tabla 7: Contraste de rachas

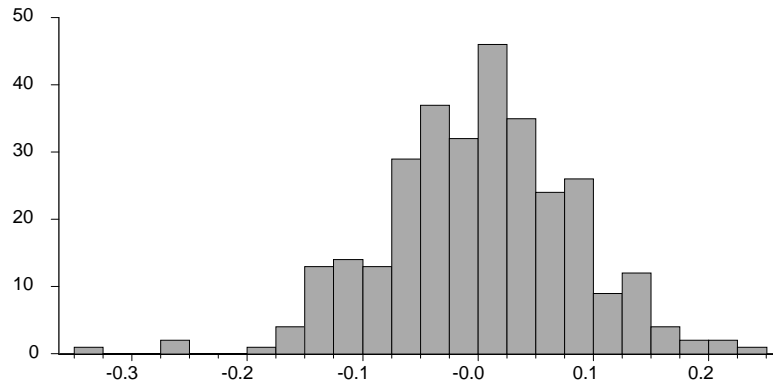
	Autocorrelación	Residuos
No. de rachas	18	159

Los correspondientes intervalos de confianza, al 95 por ciento, son [13,24] y [137,173], por lo que no se rechaza la hipótesis de aleatoriedad de los residuos. Conviene recordar a este respecto que la

combinación del contraste de Ljung y Box con el de rachas incrementa la potencia de los *tests* sobre la aleatoriedad de los residuos (Arnáiz y Peña, 1981).

No obstante, existen problemas de falta de normalidad debidos a un apuntamiento excesivo, como se observa en el gráfico siguiente:

Gráfico 2: Histograma de los residuos



El contraste de Jarque y Bera corrobora esta suposición:

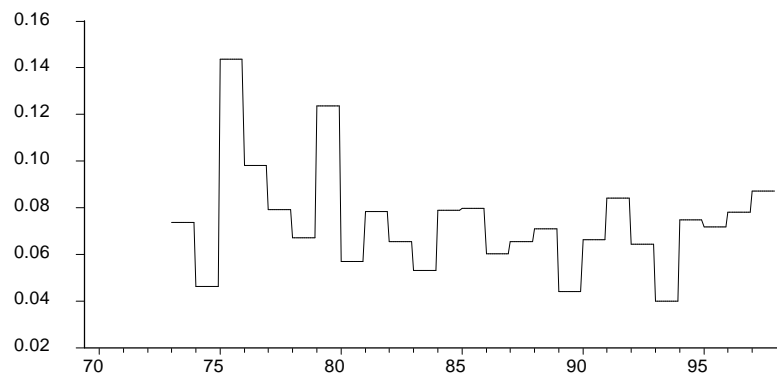
Tabla 8: Contraste de normalidad de Jarque y Bera

Estadístico	Estimación
Normalidad	14.00
Asimetría	-0.2505
Curtosis	3.9182

El valor crítico para el estadístico de Jarque y Bera, con un nivel de significación del 5 por ciento, es 5.99 y los intervalos de confianza, al 95 por ciento, para los estadísticos de asimetría y curtosis son, respectivamente, [-0.2796, 0.2796] y [-2.4408, 3.5592].

Estos problemas de falta de normalidad están asociados a un comportamiento evolutivo de la varianza de las innovaciones, como sugiere el gráfico siguiente:

Gráfico 3: Varianza de los residuos por tramos anuales



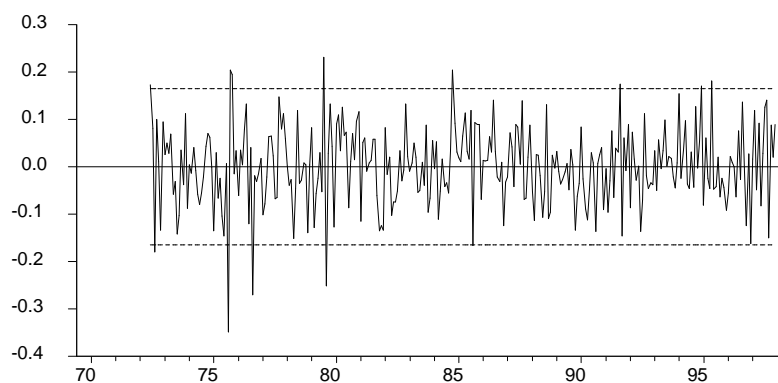
Por todo ello, no es de extrañar que el contraste de linealidad propuesto por Maravall (1982) no permita considerar su existencia en los residuos de este modelo, debido a la presencia de valores significativos en la función de autocorrelación de los residuos al cuadrado en los retardos 1, 2, 12 y 36. Asimismo, el estadístico Q de Ljung y Box aplicado a esta serie muestra algunos indicios de estructura:

Tabla 9: Estadístico Q de Ljung y Box de los residuos al cuadrado

	Retardo		
	12	24	36
Q	22.84	28.68	42.77

Finalmente, en el gráfico de la serie de los residuos se observa el carácter heterocedástico antes comentado así como la presencia de tres observaciones a una distancia superior a tres desviaciones típicas en valor absoluto: 1975:08 (4.2σ), 1976:08 (3.3σ) y 1979:08 (3.1σ), todas ellas negativas y situadas en el mes de agosto.

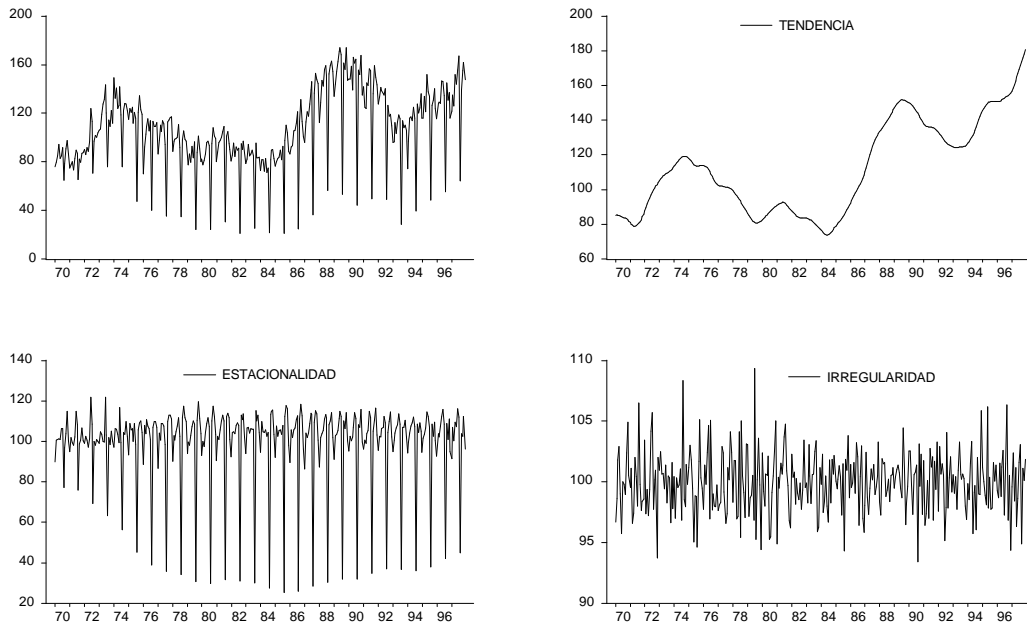
Gráfico 4: Residuos



3. ESTIMACION DE LOS COMPONENTES SUBYACENTES

El modelo ARIMA-AI identificado, estimado y diagnosticado en la sección anterior permite realizar una descomposición de la serie observada en sus componentes subyacentes de tendencia, estacionalidad e irregularidad, siguiendo los principios de descomposición canónica basada en modelos ARIMA de forma reducida, véase Burman (1980), Hillmer y Tiao (1982), Hillmer *et al.* (1983), Maravall (1987, 1993a, 1993b, 1994), Maravall y Pierce (1987) y Gómez y Maravall (1998c), entre otros. En particular, se han utilizado los programas TRAMO, como preprocesador de los efectos deterministas (ciclo semanal, Pascua móvil y observaciones anómalas) y SEATS para realizar la extracción de las señales estocásticas. En el siguiente gráfico se muestran los componentes estocásticos estimados por este último programa:

Gráfico 5: Disponibilidades de bienes de equipo: componentes estocásticos subyacentes

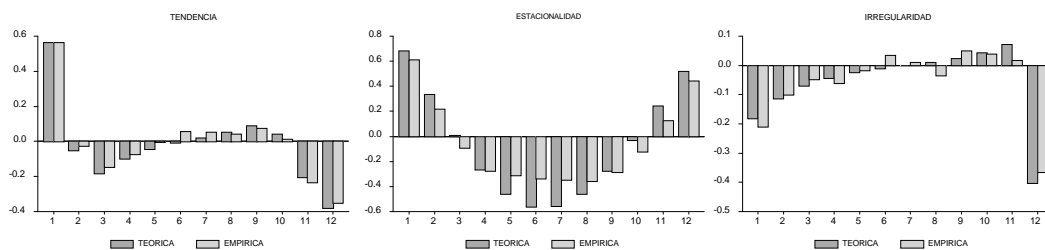


Se aprecian las siguientes características fundamentales:

- (a) La tendencia es bastante inestable, registrando fluctuaciones intensas tanto en su pendiente local como en su nivel absoluto. Esta inestabilidad podría justificar la extracción de una señal cíclica de la tendencia estocástica que reflejara estas oscilaciones. Esta posibilidad será examinada en la sección siguiente.
- (b) El componente estacional recoge adecuadamente las intensas caídas que experimenta la serie en los meses de agosto. No obstante, este patrón no es completamente estable, habiéndose producido una sensible revisión a la baja del valor correspondiente a los meses de agosto a partir de 1975, como consecuencia de la sustitución del IPI base 1962 por el de base 1972.
- (c) El componente irregular aparece como un elemento bastante volátil y de magnitud significativa a la hora de explicar la variación interanual de la serie original. Asimismo, posee un carácter heterocedástico similar al observado en los residuos del modelo ARIMA-AI.

La adecuación de la descomposición realizada puede comprobarse examinando las funciones de autocorrelación simple de la transformación estacionaria de los estimadores teóricos y empíricos (Maravall, 1987). Como se observa en el gráfico siguiente, la similitud entre ambas funciones es bastante grande en todos los casos, concentrándose las mayores diferencias en la correspondiente a la estacionalidad:

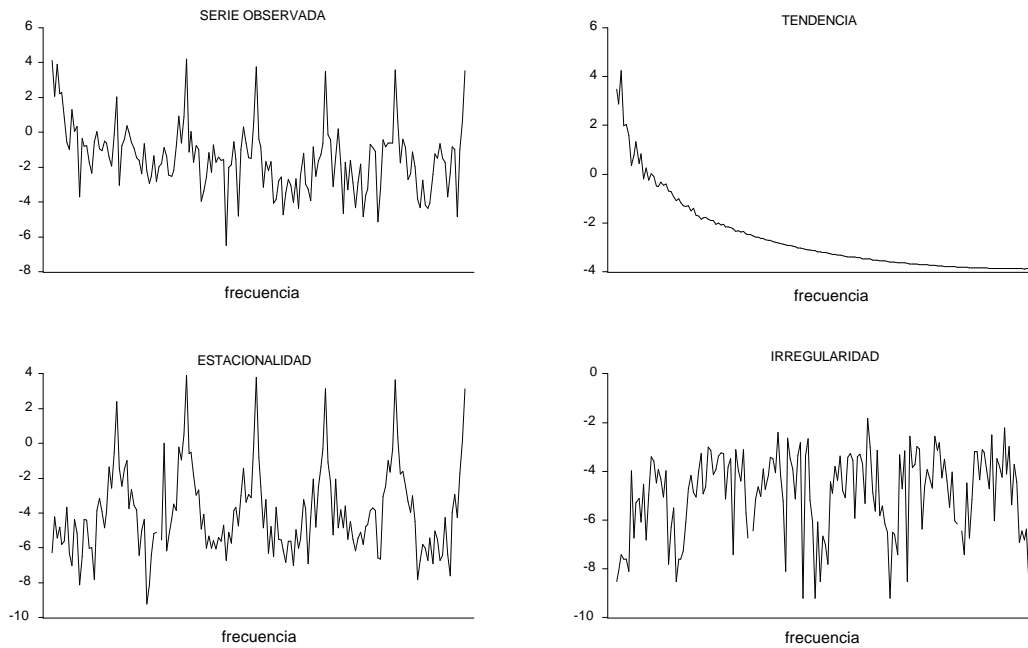
Gráfico 6: Funciones de autocorrelación de los estimadores teóricos y empíricos



La idoneidad de la descomposición efectuada también puede comprobarse desde el dominio de la frecuencia, examinando los log-periodogramas de la serie y de sus componentes. Como se aprecia en el

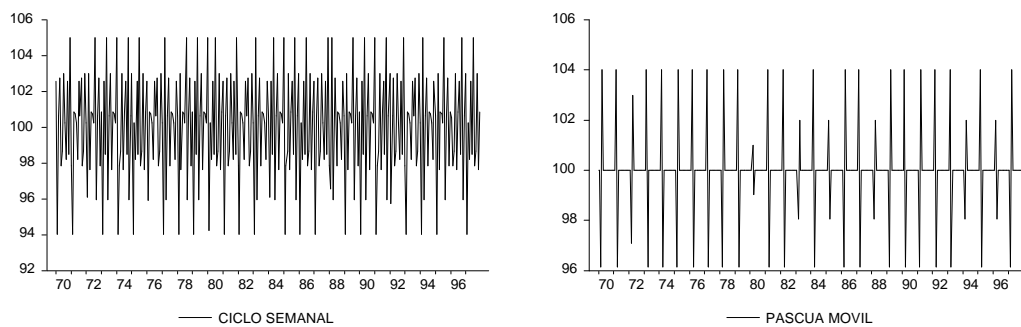
siguiente gráfico, cada uno de ellos posee las características espectrales teóricas y su agregación permite reconstruir el log-periodograma de la serie original.

Gráfico 7: Log-periodogramas de los componentes estocásticos



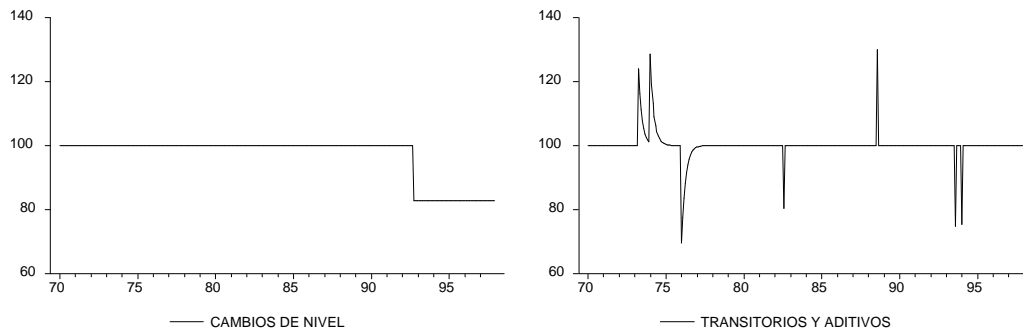
La descomposición estocástica se completa con la determinista, derivada del preprocesamiento efectuado por el TRAMO. Así, en el gráfico siguiente se muestran los efectos de calendario, que son cuantitativamente apreciables:

Gráfico 8: Efectos de calendario



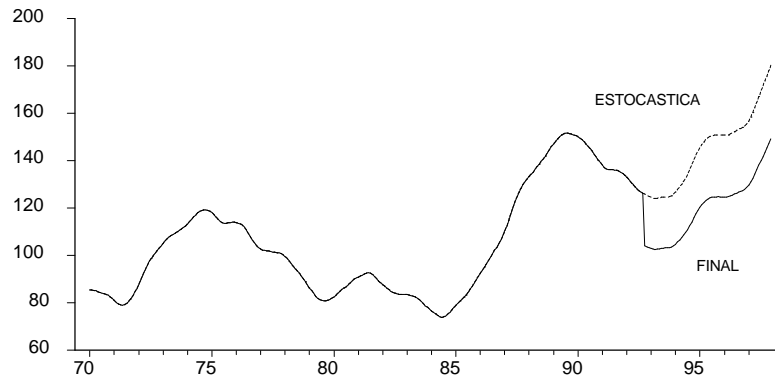
Las observaciones anómalas detectadas han dado lugar a componentes de intervención de carácter temporal (atípicos aditivos y transitorios) y permanente (cambios de nivel):

Gráfico 9: Efectos de los valores atípicos



La presencia de efectos deterministas de carácter permanente hará que la tendencia final posea una parte estocástica, gobernada por un proceso IMA(2,2), y otra determinista, asociada a una intervención de tipo escalón a partir de 1992:10.

Gráfico 10: Señal de tendencia: final y estocástica



4. PATRON CICLICO: ESTIMACION, PUNTOS DE GIRO Y CARACTERISTICAS *BOOTSTRAP*

Como ya se ha comentado, la descomposición canónica realizada no permite estimar un componente cíclico independiente, esto es, una señal estacionaria, recurrente aunque no necesariamente periódica que exprese las fluctuaciones de corto plazo no atribuibles a los factores permanentes que inciden sobre la serie.

No obstante, existe una serie de trabajos que, empleando técnicas estadísticas distintas, coinciden en señalar la sensibilidad cíclica de la inversión en general y de la de bienes de equipo en particular, véase Dolado *et al.* (1993), Abad y Quilis (1995) y Estrada *et al.* (1997), entre otros. Asimismo, la inestabilidad detectada en la tendencia, tanto en su representación teórica ARIMA como en su realización temporal, aconsejan emprender una descomposición adicional de la misma.

Este procedimiento de descomposición en dos etapas se realiza aplicando un filtro de paso en banda basado en los de tipo Butterworth a la tendencia estocástica estimada por SEATS, siguiendo la propuesta de Gómez (1997). Se trata de filtros autorregresivos o recursivos cuyos parámetros se determinan de manera que su función de ganancia aproxime la de uno ideal. Este tipo de filtros han sido empleados en diversos contextos del análisis de la coyuntura y del ciclo como suavizadores de ritmos de crecimiento (Rhoades, 1980, Melis, 1991, Abad y Quilis, 1996) o de señales de tendencia (Gómez y Melis, 1989, Cristóbal y Quilis, 1995).

En este trabajo se utiliza una versión simétrica del filtro de Butterworth de paso en banda, diseñado por medio del programa STBC (Gómez, 1997)⁴. La banda de paso comprende las oscilaciones cuya duración se encuentra entre dos y ocho años. Los parámetros seleccionados para el programa STBC con el fin de determinar el filtro Butterworth (versión de la tangente) son: $\delta_1=0.1$, $\delta_2=0.01$, $\omega_{p1}=0.02$, $\omega_{p2}=0.08$ y $\omega_s=0.15$ (véase Gómez, 1997, p. 11). El filtro obtenido es un autorregresivo de orden 4.

El modelo teórico para la tendencia canónica que es introducido en el STBC es un IMA(2,2) no invertible:

[8]

$$(1-B)^2 T_t = (1+0.12B-0.88B^2) a_{T,t}$$

$$a_{T,t} \text{ iid } (0, 0.00048)$$

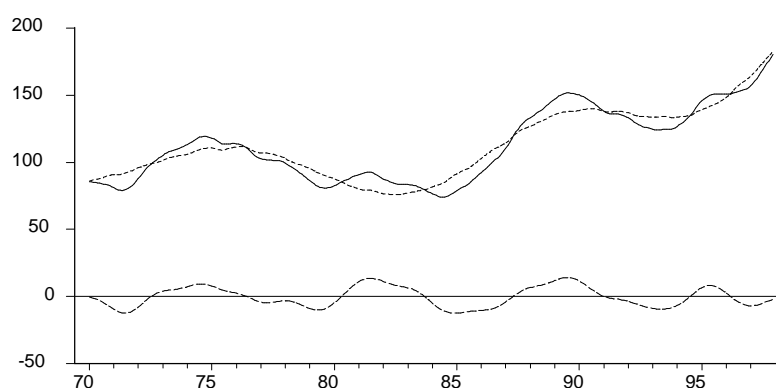
El operador MA(2) puede ser expresado como $(1+B)(1-0.88B)$, por lo que el modelo resulta semejante a un paseo aleatorio con deriva inercial (Maravall, 1990). En este trabajo se mantendrá la representación IMA(2,2) por ser menos restrictiva.

Este método bietápico puede ser interpretado de forma bayesiana, ya que se combina información *a priori* (el filtro fijo de tipo Butterworth utilizado por el STBC) con la contenida en la tendencia estimada a partir de la muestra (por medio del filtro adaptable de tipo Wiener-Kolmogorov empleado por el SEATS). De esta manera, se obtiene la información *a posteriori*: una serie de fluctuaciones de periodicidad comprendida entre dos y ocho años.

Asimismo, este método en dos etapas evita la inducción de ciclos espurios y modula la estimación de la señal cíclica en función de las propiedades de baja frecuencia de la serie. Estas interesantes características no son satisfechas por otros métodos alternativos como el de Hodrick y Prescott (1997) o el de Baxter y King (1995).

En el siguiente gráfico se muestran las series de tendencia estocástica estimada por el SEATS y la señal cíclica asociada proporcionada por el STBC. Naturalmente, la tendencia suavizada que figura es la diferencia entre ambas series:

Gráfico 11: Tendencia y ciclo



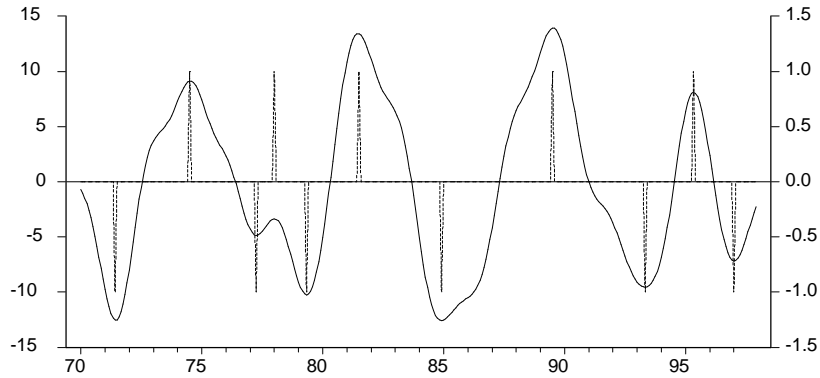
Como se aprecia en el gráfico anterior, la tendencia varía en función del horizonte de análisis, suavizándose a medida que éste se amplía. Este hecho se encuentra en la línea sugerida en Tiao y Xu (1993) consistente en condicionar los parámetros estimados de un modelo al horizonte de predicción en el que va a ser empleado.

⁴ Víctor Gómez ha elaborado una nueva versión mejorada y ampliada denominada "TRACE" (*TRend And Cycle Estimation*).

El patrón cíclico estimado es de un orden de magnitud inferior al de la tendencia y exhibe todos los rasgos propios de una señal cíclica: fluctuaciones recurrentes de duración y amplitud variables, fuerte autocorrelación positiva y ausencia de derivas temporales.

La aplicación del programa de fechado <F> (Abad y Quilis, 1997) directamente a la señal cíclica obtenida permite identificar 11 puntos de giro (5 máximos y 6 mínimos cíclicos), como se aprecia en el siguiente gráfico:

Gráfico 12: Ciclo y puntos de giro



En la siguiente tabla se exhiben las distintas fases cíclicas, en función de la cronología de puntos de giro identificada por el <F>. La duración asociada a un punto de giro se define como el número de meses transcurridos entre dicho punto de giro y el inmediatamente anterior de signo contrario. La amplitud de un punto de giro es la diferencia, en valor absoluto, entre el nivel cíclico registrado en dicho punto y el del inmediatamente anterior de signo contrario.

Tabla 10: Fechado de los puntos de giro

Máximo	Duración	Amplitud	Mínimo	Duración	Amplitud	Duración mMm
1974:07	37	21.65	1971:06	-	-	70
1978:01	9	1.50	1977:04	33	13.98	25
1981:07	26	23.65	1979:05	16	6.88	67
1989:07	55	26.49	1984:12	41	25.98	101
1995:05	24	17.65	1993:05	46	23.46	44
			1997:01	20	15.27	-
Mediana	26	21.65		33	15.27	67

Se observan cinco fluctuaciones completas en términos mínimo-máximo-mínimo (mMm, en adelante), cuya duración mediana es de 67 meses (5.6 años, aproximadamente). Destaca por su elevada duración (101 meses) el ciclo iniciado en 1984:12 y terminado en 1993:05. En el extremo opuesto se sitúa el de 1977:04-1979:05, cuyas duraciones total (25 meses) y parcial (su fase de valores positivos sólo dura 9 meses) se sitúan escasamente por encima de las cotas mínimas del STBC y del <F> (24 y 6 meses, respectivamente).

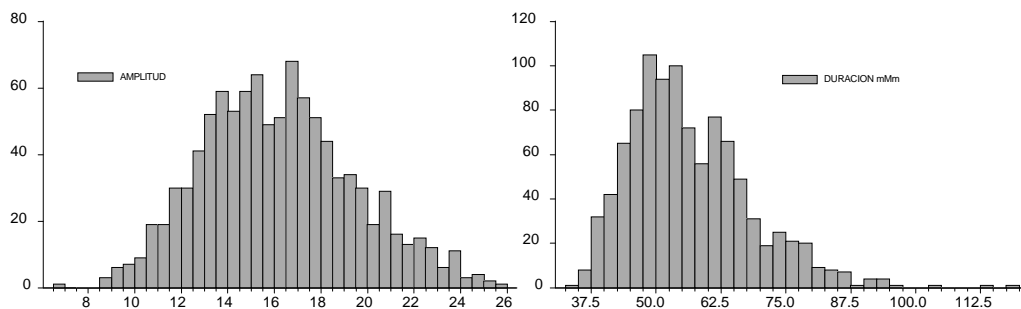
¿Existe alguna interacción entre los puntos de giro y otros componentes de la serie?. Aunque el reducido número de puntos de giro identificados obliga a ser cautos, cabe establecer que éstos tienden a situarse en los dos trimestres centrales y, concretamente, los mínimos en el segundo y los máximos en el tercero, de forma que sólo estos últimos coinciden plenamente con el patrón estacional medio.

Por otra parte, las observaciones atípicas y los puntos de giro no parecen guardar relación alguna. Tan sólo existe una cierta aglomeración de atípicos negativos (dos aditivos, 1993:08 y 1994:01, y un cambio de nivel, 1992:10) en torno al mínimo cíclico de 1993:05.

Con el fin de profundizar en la descripción del ciclo de esta serie, se ha realizado un análisis *bootstrap* de dos de sus características: duración mMm y amplitud en los máximos, siguiendo la propuesta de Künsch (1989) de remuestreo con reposición de bloques solapados. La aplicación sigue el esquema operativo planteado en Abad y Quilis (1998b).

En este trabajo se han efectuado 1000 réplicas *bootstrap* de la serie de fluctuaciones cíclicas, tomando $b=60$ como tamaño del bloque. La elección de este elevado valor ha estado fuertemente condicionada tanto por la intensa autocorrelación positiva de esta serie (que la hace observacionalmente no estacionaria) como por su propio patrón de recurrencia (en torno a 67 meses). En el siguiente gráfico se muestran los histogramas de las dos distribuciones *bootstrap*:

Gráfico 13: Distribución *bootstrap* de las duraciones mMm y amplitudes medias

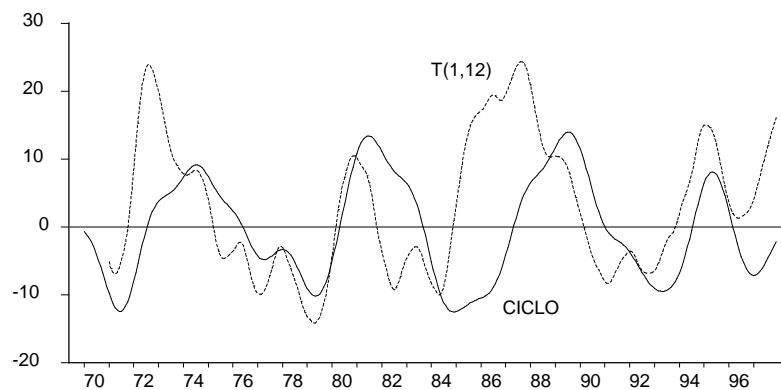


En ambos casos la hipótesis de normalidad es ampliamente rechazada debido, fundamentalmente, al carácter leptocúrtico de la distribución de duraciones mMm y al platicúrtico de la de amplitudes y, en menor medida, a la asimetría de ambas (sobre todo de las duraciones). Entre ambas variables existe una correlación positiva de cierta entidad: 0.64. Esta asociación entre duración y amplitud apunta hacia una posible interacción entre la magnitud de los impulsos que inciden sobre la serie y la forma de su respuesta, esto es, su mecanismo de propagación.

Estos resultados sugieren que técnicas lineales tanto de modelización (ARIMA-AI) como de estimación (filtros Wiener-Kolmogorov y de Butterworth) permiten recoger efectos que habitualmente son considerados como no lineales: asimetría de las duraciones o dependencia de la duración respecto de la amplitud.

Por último, debe señalarse que la información suministrada por la serie de fluctuaciones de la tendencia estocástica, utilizada como representación del ciclo, contiene información bastante distinta de la aportada por la señal de crecimiento de la tendencia, asociada a la tasa interanual calculada sobre la misma, que es el elemento más habitual del análisis de la coyuntura. En el gráfico siguiente se muestran ambas series:

Gráfico 14: Ciclo y tasa interanual de la tendencia estocástica



Estas importantes diferencias, tanto en intensidad como en cronología de los puntos de giro, obedecen a tres factores:

- (a) La tasa interanual es un filtro asimétrico con desfase positivo (adelanto) en la banda cíclica mientras que el filtro de Butterworth del STBC es simétrico y, en consecuencia, su desfase es nulo (Melis, 1991). Esto explica que los crecimientos de la tendencia adelanten, aproximadamente, en seis meses al ciclo obtenido a partir de un filtrado de paso en banda de dicha tendencia.
- (b) Tanto la tasa interanual como el filtro de Butterworth de paso en banda poseen una raíz en la frecuencia cero (tendencia) pero el comportamiento de sus funciones de ganancia en el entorno de dicha frecuencia es muy distinto, de forma que la primera retiene más información de muy baja frecuencia que el segundo. Esto justifica el patrón más evolutivo de la serie de crecimientos frente a la de fluctuaciones.
- (c) El filtro de Butterworth del STBC sólo posee una banda de paso mientras que la tasa interanual tiene seis. Aunque la tendencia estocástica estimada por el SEATS es canónica, su espectro sólo es exactamente nulo en $\omega=\pi$ (oscilaciones bimensuales), por lo que la tasa interanual induce alguna irregularidad espuria que, en la práctica del análisis de la coyuntura, es aceptable pero que resulta perceptible al comparar las correspondientes series de crecimientos tendenciales y de fluctuaciones cíclicas.

5. CONCLUSIONES

Las disponibilidades de bienes de equipo pueden ser caracterizadas por la agregación de componentes estocásticos y deterministas de muy diferente naturaleza. Dentro de los primeros se encuentran una tendencia inestable, una estacionalidad variable y una irregularidad heterocedástica. Dentro de los segundos cabe destacar la presencia de notables efectos de calendario, así como la de intervenciones transitorias y permanentes vinculadas a distintas observaciones anómalas.

En especial, la tendencia ha podido ser descompuesta en un componente permanente y otro transitorio. Este último permite aproximar el ciclo de esta serie y, por consiguiente, establecer la cronología de sus puntos de giro (máximos y mínimos cíclicos).

Las distintas técnicas empleadas han dado un resultado satisfactorio, por lo que se recomienda su utilización habitual en el análisis de la coyuntura, especialmente si se tiene en cuenta el elevado grado de automatización con que pueden emplearse.

Como áreas de futuro desarrollo, cabe señalar el refinamiento de los métodos de remuestreo *bootstrap* así como, en general, los aspectos inferenciales de la detección de puntos de giro.

REFERENCIAS

- Abad, A. y Quilis, E.M. (1995) "Propiedades cíclicas de las series de la Contabilidad Nacional Trimestral: un análisis VAR", *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n. 55, p.103-143.
- Abad, A. y Quilis, E.M. (1996) "<F> y <G>: dos programas para el análisis cíclico. Aplicación a los agregados monetarios", *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n. 62, p. 63-103.
- Abad, A. y Quilis, E.M. (1997) "Programas de análisis cíclico: <F> , <G> y <FDESC>. Manual del usuario", Instituto Nacional de Estadística, Documento Interno.
- Abad, A. y Quilis, E.M. (1998a) "A monthly index for the Spanish business-cycle designed by means of dynamic factor analysis", Instituto Nacional de Estadística, Documento Interno.
- Abad, A. y Quilis, E.M. (1998b) "Utilización del *bootstrap* para caracterizar las propiedades cíclicas de una serie temporal", *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n. 67, p. 81-90.
- Abraham, B. y Box, G.E.P. (1979) "Bayesian analysis of some outlier problems in time series", *Biometrika*, vol. 66, n. 2, p. 229-236.
- Arnáiz, G. y Peña, D. (1981) "Criterios de selección de modelos ARIMA", *Trabajos de Estadística e Investigación Operativa*, n. 32, p. 70-93.
- Baxter, M. y King, R.G. (1995) "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series", National Bureau of Economic Studies, Working Paper n. 5022.

- Blanchard, O.J. y Fischer, S. (1989) *Lectures on macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, U.S.A.
- Bell, W.R. y Hillmer, S.C. (1983) "Modeling time series with calendar variation", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 78, n. 383, p. 526-534.
- Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1976) *Time series analysis, forecasting and control*, Holden Day, San Francisco, U.S.A.
- Box, G.E.P. y Tiao, G.C. (1975) "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, n. 349, p. 177-193.
- Burman, J.P. (1980) "Seasonal adjustment by signal extraction", *Journal of the Royal Statistical Society*, series A, n. 143, p. 321-337.
- Chang, I., Tiao, G.C. y Chen, C. (1988) "Estimation of time series parameters in the presence of outliers", *Technometrics*, vol. 30, n. 2, p. 193-204.
- Chen, C. y Liu, L.M. (1991) "Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series", SCA Corp., Working Paper n. 126.
- Chen, C., Liu, L.M. y Hudak, G.B. (1990) "Outlier detection and adjustment in time series modeling and forecasting", SCA Corp., Documento Interno.
- Cristóbal, A. y Quilis, E.M. (1995) "Señal de ciclo-tendencia frente al ajuste estacional en la Contabilidad Nacional Trimestral", *Boletín Trimestral de Coyuntura* n. 55, p. 69-102.
- De Long, J.B. y Summers, L.H. (1992) "Macroeconomic policy and long-run growth", en Federal Reserve Bank of Kansas City *Policies for long-run economic growth*, Kansas City, U.S.A.
- Dolado, J.J., Sebastian, M. y Vallés, J. (1993) "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", *Investigaciones Económicas*, vol. 17, p. 445-473.
- Estrada, A., de Castro, F., Hernando, I. y Vallés, J. "La inversión en España", Banco de España, Estudios Económicos n. 61.
- Hillmer, S.C. (1982) "Forecasting time series with trading day variation", *Journal of Forecasting*, vol. 1, p. 385-395.
- Hillmer, S.C. y Tiao, G.C. (1982) "An ARIMA model-based approach to seasonal adjustment", *Journal of the American Statistical Society*, vol. 77, n. 377, p. 63-70.
- Hillmer, S.C., Bell, W. y Tiao, G.C. (1983) "Modeling considerations in the seasonal adjustment of economic time series", en Zellner, A. (Ed.) *Applied time series analysis of economic data*, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington, U.S.A.
- Hodrick, R.J. y Prescott, E.C. (1997) "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, n. 1, p. 1-16.
- Gómez, V. (1994) "Especificación automática de modelos ARIMA en presencia de observaciones atípicas", Universidad Complutense de Madrid, Documento Interno.
- Gómez, V. (1997) "Butterworth filters: a new perspective", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento Interno.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1996) "Programs TRAMO and SEATS", Documento de Trabajo n. 9628, Banco de España.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1998a) "Guide for using the programs TRAMO and SEATS", Documento de Trabajo n. 9805, Banco de España.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1998b) "Automatic modeling methods for univariate series", Documento de Trabajo n. 9808, Banco de España.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1998c) "Seasonal adjustment and signal extraction in economic time series", Documento de Trabajo n. 9809, Banco de España.
- Künsch, H.R. (1989) "The jackknife and the bootstrap for general stationary observations", *The Annals of Statistics*, vol. 17, n. 3, p. 1217-1241.
- Liu, L.M. (1980) "Analysis of time series with calendar effects", *Management Science*, vol. 26, n. 1, p. 106-112.
- Liu, L.M. (1983) "Identification of time series models in the presence of calendar variation", SCA Corp. Working Paper n. 102.
- Maravall, A. (1982) "Detección de no-linealidad y predicción por medio de procesos estocásticos bilineales, con una aplicación al control monetario en España", Banco de España, Estudios Económicos n. 25.
- Maravall, A. (1987) "Descomposición de series temporales. Especificación, estimación e inferencia", *Estadística Española*, vol. 29, n. 114, p. 11-69.
- Maravall, A. (1990) "Análisis de un cierto tipo de tendencias", *Cuadernos Económicos de ICE*, n. 44, p. 124-146.

- Maravall, A. (1993a) "Stochastic linear trends. Models and estimators", *Journal of Econometrics*, n. 56, p. 5-37.
- Maravall, A. (1993b) "Short-term analysis of macroeconomic time series", European University Institute, Working Paper ECO n. 95/9.
- Maravall, A. (1994) "Unobserved components in economic time series", en Pesaran, H., Schmidt, P. y Wickens, M. (Eds.) *The handbook of applied econometrics*, vol. 1, Basil Blackwell, Oxford, U.K.
- Maravall, A. y Pierce, D.A. (1987) "A prototypical seasonal adjustment model", *Journal of Time Series Analysis*, n. 8, p. 177-193.
- Melis, F. y Gómez, V. (1989) "Sobre los filtros de ciclo-tendencia obtenidos por descomposición de modelos ARIMA", Instituto Nacional de Estadística, Documento Interno.
- Melis, F. (1991) "La estimación del ritmo de variación en series económicas", *Estadística Española*, n. 126, p. 7-56.
- Rhoades, D. (1980) "Converting timeliness into reliability in economic time series or minimum phase shift filtering of economic time series", *Canadian Statistical Review*, febrero, p. 6-19.
- Romer, D. (1996) *Advanced macroeconomics*, McGrawHill, New York, U.S.A.
- Salinas, T.S. y Hillmer, S.C. (1987) "Multicollinearity problems in modeling time series with trading-day variation", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, n. 3, p. 431-436.
- Tiao, G.C. y Xu, D. (1993) "Robustness of maximum likelihood estimates of multi-step predictions: the exponential smoothing case", *Biometrika*, vol. 80, n. 3, p. 623-641.
- Tsay, R.S. y Tiao, G.C. (1984) "Consistent estimates of autoregressive parameters and extended sample autocorrelation function for stationary and non-stationary ARMA models", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, n. 385, p. 84-96.
- Tsay, R.S. y Tiao, G.C. (1985) "Use of canonical analysis in time series model identification", *Biometrika*, vol. 72, n. 2, p. 299-315.
- Tsay, R.S. (1986) "Time series model specification in the presence of outliers", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 81, n. 393, p. 132-141.
- Tsay, R.S. (1988) "Outliers, level shifts, and variance changes in time series", *Journal of Forecasting*, vol. 7, p. 1-20.