

# **Nota sobre la relación cíclica entre los índices de precios de consumo (IPC) e indus- triales (IPRI)**

**Enrique M. Quilis<sup>1</sup>**

**Instituto Nacional de Estadística**  
**Subdirección General de Cuentas Nacionales**

---

<sup>1</sup> Agradezco las discusiones mantenidas con Ana M<sup>a</sup> Abad, Alfredo Cristóbal, Rafael Frutos, Víctor Gómez, Agustín Maravall y Francisco Melis sobre las técnicas utilizadas en este trabajo. Las opiniones expresadas corresponden al autor y no reflejan necesariamente las del INE.

# Resumen

En este trabajo se analiza la relación existente entre los ciclos del IPC y los del IPRI, tanto desde el dominio del tiempo como desde el de la frecuencia. La estimación del ciclo combina el uso de filtros variables, basados en los modelos ARIMA con análisis de intervención que caracterizan a las series, con el empleo de filtros fijos de paso en banda. El análisis cuantitativo de los ciclos así estimados se sustenta, desde el dominio del tiempo, en el estudio de las funciones de correlación cruzada y en los desfases existentes entre los puntos de giro y, desde el dominio de la frecuencia, en las funciones de coherencia y desfase.

**Palabras clave:** Modelos ARIMA, extracción de señales, estimación del ciclo, puntos de giro, análisis espectral, coherencia y desfase.

# 1. Introducción

El análisis habitual de las condiciones inflacionarias de la economía española des-cansa, de forma principal, en el Índice de Precios de Consumo (IPC). Este predomi-nio puede ser justificado tanto por razones teóricas como empíricas, encontrándose en Alvarez y Matea (1997) una exposición minuciosa.

No obstante, con el fin de evaluar de forma más precisa y ponderada el estado infla-cionario así como para anticipar su evolución, identificar los impulsos que sobre él inciden y detallar el mecanismo de propagación de estos últimos, distintos analistas han resaltado la conveniencia de extender el conjunto de información, de manera que la suministrada por el IPC pueda ser complementada y ampliada con la de otros indicadores, véase Espasa *et al.* (1987), Matea (1989, 1993), Matea y Regil (1996), Cabrero y Delrieu (1996) y Fernández y Virto (1996), entre otros.

En particular, el Índice de Precios Industriales (IPRI) destaca como una de las fuen-tes estadísticas más relevantes y apropiadas para ampliar y detallar la información contenida en el IPC, véase Clark (1995) para una exposición detallada de las razo-nes que explican esta relevancia.

En consecuencia, este trabajo analiza cuál es la relación dinámica que vincula al IPC con el IPRI desde una perspectiva cíclica. Concretamente, se trata, en primer lugar, de estimar de forma estadísticamente plausible las correspondientes señales cíclicas de ambas series para, a continuación, cuantificar el grado de asociación existente entre ambas señales, empleando métodos provenientes tanto del dominio del tiempo como del de la frecuencia.

La organización del trabajo es la siguiente: en la segunda sección se expone la me-todología estadística, detallándose el procedimiento trietápico de estimación del ciclo empleado. En la tercera sección se examinan los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, en la cuarta sección, se presentan las principales conclusiones alcanza-das.

## 2. Metodología estadística

El procedimiento utilizado para estimar el componente cíclico de las series temporales analizadas consta de tres etapas: corrección de los efectos asociados a las observaciones atípicas, extracción basada en modelos ARIMA de la señal de tendencia-ciclo y, por último, estimación del ciclo por medio de un filtro de paso en banda aplicado a la serie de tendencia-ciclo obtenida en la etapa anterior. A continuación se describe brevemente cada fase, encontrándose en Gómez (1998b) una exposición técnica y en Quilis (1999) una aplicación completa.

Se considera que la serie temporal observada, en logaritmos, ( $Z_t$ ) puede ser expresada de acuerdo con la siguiente expresión:

$$[1] \quad Z_t = O_t + N_t ,$$

donde  $O_t$  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 formal de los efectos de las observaciones atípicas, derivada del análisis de intervención (Box y Tiao, 1975), es:

$$[2] \quad O_t = \sum_{h=1}^k V_h(B) I_t^{T_h} ,$$

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:

$$[3a] \quad V_h(B) = v_h ,$$

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  $T_h$ :

$$[3b] \quad V_h(B) = \frac{v_h}{1-B} .$$

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:

$$[3c] \quad V_h(B) = \frac{V_h}{1 - \delta B} \quad 0 < \delta < 1.$$

Este tipo de valores atípico recibe el nombre de “transitorio”, poseyendo una función de respuesta al impulso monótona y convergente controlada por el parámetro  $\delta$ , 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 se asocian a la tendencia, en ambos casos con un carácter determinista y, por lo tanto, predecible con exactitud. No se han considerado atípicos de carácter innovador<sup>1</sup> 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 especificación del componente estocástico sigue una representación autorregresiva, integrada y de medias móviles (ARIMA) de tipo multiplicativo (Box y Jenkins, 1970):

$$[4] \quad N_t = \frac{\theta_q(B)\theta_Q(B^{12})}{\phi_p(B)\phi_P(B^{12})(1-B)^d(1-B^{12})^D} a_t,$$

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  $\sigma_a$ .

A su vez, el término estocástico  $N_t$  admite una descomposición según la hipótesis de los componentes subyacentes en tendencia-ciclo ( $P_t$ ), estacionalidad ( $S_t$ ) e irregularidad ( $I_t$ ):

$$[5] \quad N_t = P_t + S_t + I_t.$$

<sup>1</sup> Aquellos cuyo filtro  $V_h(B)$  coincide con el que caracteriza a  $N_t$ .

Una vez estimado el modelo ARIMA con análisis de intervención (AI) descrito en [1]-[4], es posible extraer una señal de tendencia-ciclo aplicando filtros de error cuadrático medio mínimo compatibles con dicho modelo ARIMA, siguiendo la propuesta de Burman (1980), Hillmer y Tiao (1982), Hillmer *et al.* (1983) y Maravall (1987, 1993a, 1993b, 1994). De esta manera se obtiene una estimación del componente tendencial adaptada a las propiedades de la serie tal y como vienen recogidas en el modelo ARIMA y, merced al principio de descomposición canónica, lo más libre posible de elementos irregulares de tipo ruido blanco.

La expresión general de este proceso de filtrado es:

$$[6] \quad \hat{P}_t = V_p(B, F) \hat{N}_t = k_p \Pi(B) \Pi(F) \Psi_p(B) \Psi_p(F) \hat{N}_t,$$

donde  $k_p$  es un parámetro que normaliza a la unidad la función de ganancia del filtro en la frecuencia cero (tendencia),  $\Pi(B)$  es la expansión autorregresiva del modelo ARIMA de  $N_t$ ,  $\Psi_p(B)$  es la expresión de medias móviles del modelo teórico de la tendencia (compatible con el de  $N_t$ ) y  $\hat{N}_t$  es la estimación del componente estocástico obtenida de eliminar de la serie observada  $Z_t$  sus elementos deterministas  $O_t$ . Una exposición detallada de estos filtros se encuentra en Maravall (1987).

La señal de tendencia-ciclo así obtenida permite la estimación de un componente cíclico al aplicar a aquella un filtro fijo de paso en banda diseñado desde el dominio de la frecuencia. Dicho filtro es la adaptación simetrizada de uno de la familia Butterworth, especificado para aproximar con una precisión dada *a priori* a uno cíclico de tipo ideal. Detalles de este procedimiento se encuentran en Gómez (1998a, 1998b).

De esta forma, el componente cíclico se obtiene según la siguiente expresión:

$$[7] \quad \hat{C}_t = H_c(B, F) \hat{P}_t = H_c(B, F) k_p \Pi(B) \Pi(F) \Psi_p(B) \Psi_p(F) \hat{N}_t$$

donde  $H_c(B, F)$  es el filtro cíclico antes mencionado y  $\hat{C}_t$  es la señal cíclica.

Este método bietápico puede ser interpretado de forma bayesiana, ya que combina información *a priori* (un filtro fijo basado en uno tipo Butterworth) con la contenida en la tendencia estimada a partir de la muestra (por medio de un filtro adaptable de tipo Wiener-Kolmogorov). 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).

### 3. Resultados empíricos

La metodología expuesta en la sección anterior va a ser aplicada a dos indicadores mensuales de precios de la economía española: el índice de precios industriales (IPRI) y el índice de precios de consumo (IPC). El intervalo muestral abarca desde 1961:1 hasta 1998:6, resultando 450 observaciones. Estas series enlazadas han sido obtenidas de la base de datos MEI de la OCDE.

Los programas utilizados para estimar los modelos ARIMA-AI y para extraer la señal de tendencia-ciclo son, respectivamente, TRAMO y SEATS (Gómez y Maravall, 1996, 1998a)<sup>1</sup>. La obtención de la señal cíclica se ha efectuado con el programa TRACE (Gómez, 1998c).

La modelización ARIMA-AI de series largas y, como es este caso, inhomogéneas es una tarea delicada. Los modelos identificados automáticamente por TRAMO son:  $(0,2,1)(0,1,1)_{12}$  para el IPC y  $(1,1,1)(0,1,1)_{12}$  con un valor estimado para el parámetro AR(1) de 0.82, para el IPRI. Estos modelos implican, virtualmente, un componente de tendencia-ciclo con tres raíces unitarias en la frecuencia cero. Estas características distorsionan notablemente la estimación del ciclo realizada por el programa TRACE, especialmente en los extremos de las series. En consecuencia, se optó por un modelo más parsimonioso, capaz de generar descomposiciones admisibles aunque ofreciendo un ajuste muestral inferior, especialmente en el caso del IPC. Los modelos finalmente utilizados son del tipo  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ .

El filtro de paso en banda utilizado por TRACE, basado en la función de ganancia de uno de tipo Butterworth de la tangente, selecciona las oscilaciones comprendidas entre dos y ocho años, con tolerancia 0.1 en la banda cíclica y 0.01 en la de rechazo. Véase Gómez (1998c) para una descripción de dichos parámetros así como del proceso de filtrado.

El análisis de la función de correlación cruzada entre los componentes cíclicos del IPC y del IPRI revela que ambas series están positivamente relacionadas, con una intensidad elevada y presentando el ciclo del IPRI un adelanto de tres meses respecto al del IPC. La tabla 1 muestra estos rasgos:

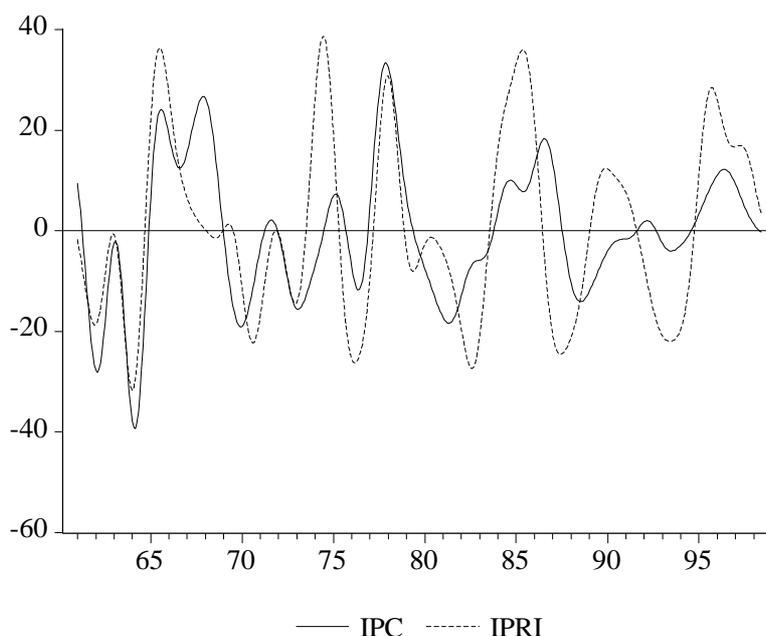
**Tabla 1: Función de correlación cruzada entre el IPC y el IPRI.  
Corr [IPC(t), IPRI(t+k)]**

		k																								
		-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
		0.35	0.39	0.43	0.48	0.51	0.55	0.58	0.60	0.62	0.63	0.63	0.62	0.60	0.57	0.54	0.49	0.44	0.39	0.33	0.28	0.22	0.16	0.10	0.05	0.00

El siguiente gráfico ilustra las características derivadas del análisis de la función de correlación cruzada:

<sup>1</sup> Programas accesibles de forma remota en <http://www.bde.es>

**Gráfico 1: IPC e IPRI. Componentes cíclicos**



La relación dinámica existente entre el ciclo del IPC y el del IPRI también puede examinarse a partir de los desfases entre los puntos de giro (máximos y mínimos cíclicos) de ambas series. La determinación de los puntos de giro es realizada por el programa <F> aplicando una serie de rutinas de detección de máximos y mínimos locales sujetos a restricciones. El cálculo de los desfases entre dichos puntos de giro es efectuado por el programa <G> estableciendo una correspondencia entre los puntos de giro de ambas series mediante un criterio de distancia mínima. Véase Abad y Quilis (1996, 1997) para una descripción de ambos programas<sup>1</sup>.

La siguiente tabla detalla los desfases (en meses) entre el IPC (tomado como serie de referencia) y el IPRI. Valores negativos (positivos) denotan adelanto (retraso) y un asterisco (\*) indica ausencia de correspondencia bidireccional entre los puntos de giro.

<sup>1</sup> Programas accesibles de forma remota en <http://www.ine.es>, sección *El Momento Económico*.

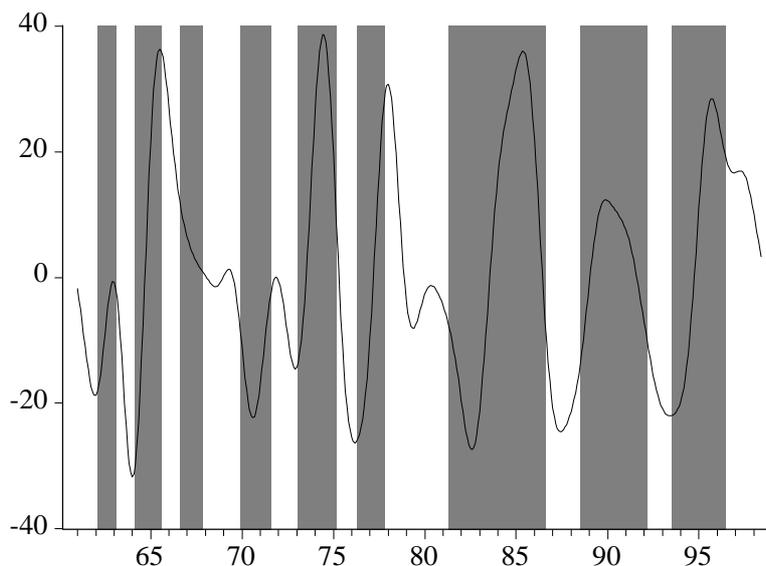
**Tabla 2: Desfases entre los puntos de giro del IPC y del IPRI**

MAXIMOS										Mediana	Rango:	
											Intercuartílico	Total
63.02	65.08	67.11	71.08	75.03	77.11	86.08	92.03	96.06				
-2	-1	*	3	-9	2	-15	-27	-9	-5.5	12.5	30	
MINIMOS										Mediana	Rango:	
62.02	64.03	66.08	69.12	73.02	76.05	81.05	88.07	93.07				
-2	-2	*	8	-2	-2	15	-13	-1	-2	5.5	28	
TOTAL PUNTOS DE GIRO										-2	9.5	42

Puede apreciarse cómo los puntos de giro del IPRI adelantan a los del IPC dos meses (en mediana), valor muy similar al obtenido a través de la función de correlación cruzada. Considerando de forma separada los dos tipos de puntos de giro, se observa que el adelanto del IPRI es más acusado (aunque también más disperso) en los máximos que en los mínimos.

La dispersión es relativamente amplia, como suele ser habitual cuando se examina la relación dinámica basada en los desfases entre puntos de giro. No obstante, existe una congruencia notable entre ambas series, como se pone de manifiesto en el siguiente gráfico en el que aparecen sombreados los períodos en los que el IPC se sitúa por encima de su tendencia a largo plazo.

**Gráfico 2: Ciclo del IPRI y fases expansivas del IPC**



Finalmente, la relación cíclica entre el IPC y el IPRI ha sido analizada desde el dominio de la frecuencia. Para ello se ha calculado la coherencia entre ambas series según:

$$[8] \quad C_{YX}(w) = \frac{|f_{YX}(w)|^2}{f_X(w)f_Y(w)},$$

donde  $w$  es la frecuencia (expresada en radianes),  $f_X(w)$  y  $f_Y(w)$  son, respectivamente, los espectros de las series  $X$  e  $Y$ ,  $f_{YX}(w)$  es el espectro cruzado entre  $Y$  y  $X$  y, por último,  $|\cdot|$  denota la operación módulo.

La coherencia es una medida no paramétrica, comprendida entre cero y uno, que expresa el grado de asociación, tanto lineal como no lineal, entre dos series en una frecuencia dada. Así, un valor próximo a uno (cero) en una frecuencia  $w_s$  denota una elevada (escasa) conformidad entre las oscilaciones con período  $2\pi/w_s$ .

Otra medida interesante asociada al análisis espectral es la función de fase. Formalmente:

$$[9] \quad \Phi_{YX}(w) = \arg[f_{YX}(w)] = \tan^{-1}\{-\text{Im}[f_{YX}(w)]/\text{Re}[f_{YX}(w)]\},$$

donde  $\text{Im}[\cdot]$  y  $\text{Re}[\cdot]$  denotan, respectivamente, la parte imaginaria y real de un número complejo. La función de fase está expresada en unidades de frecuencia (radianes) y, con el fin de facilitar su interpretación, se suele expresar en unidades temporales (meses, en este caso) a través de la siguiente expresión:

$$[10] \quad D_{YX}(w) = \Phi_{YX}(w)/w.$$

La función  $D(w)$ , llamada “de desfase”, representa el adelanto (retraso) de  $X$  respecto a  $Y$  asociado a una oscilación de frecuencia dada. Si  $D(w)$  es positiva (negativa), los ciclos de  $X$  cuya frecuencia es  $w$  retrasan (adelantan) a los de  $Y$  caracterizados por esa misma frecuencia.

La estimación de los espectros, tanto univariantes como bivariantes, se ha efectuado suavizando por medio de una ventana rectangular de tamaño seis los correspondientes periodogramas, calculados a su vez por medio de la transformada rápida de Fourier<sup>1</sup>. En Chatfield (1984) y Harvey (1981) se encuentra una exposición detallada de estos conceptos. Todos los cálculos se han realizado con el programa SCA, véase SCA (1986).

---

<sup>1</sup> La determinación del tamaño de la ventana así como el relleno (*padding*) de la serie con ceros sigue los criterios expuestos en Chatfield (1984).

En la siguiente tabla se ofrecen los valores de  $C(w)$  y  $D(w)$  para los valores de  $w$  asociados a la banda cíclica.

**Tabla 3: Coherencia y desfase del IPRI respecto al IPC**

Frecuencia	Período	Coherencia	Desfase
0.0754	85.3300	0.3820	-6.2733
0.0880	73.1400	0.3850	-4.9338
0.1005	64.0000	0.4230	-3.8893
0.1131	56.8900	0.4320	-3.2627
0.1257	51.2000	0.4250	-3.1990
0.1319	46.5500	0.3480	-2.6223
0.1445	42.6700	0.3770	-2.0967
0.1571	39.3800	0.3920	-2.0117
0.1696	36.5700	0.1840	-3.2538
0.1822	34.1300	0.3870	-2.8538
0.1948	32.0000	0.4560	-2.2538
0.2073	30.1200	0.4210	-1.8713
0.2199	28.4400	0.5280	-0.9777
0.2325	26.9500	0.5750	-0.3570
0.2450	25.6000	0.5650	-0.6121
0.2576	24.3800	0.3700	-0.8229
0.2702	23.2700	0.3200	-1.7951
0.2827	22.2600	0.3980	-2.0513

El análisis de la tabla anterior permite establecer tres conclusiones:

- La coherencia media entre ambas series es apreciable (0.42) y ligeramente superior en la banda correspondiente a los ciclos cortos (menos de tres años).
- La función de desfase indica que las oscilaciones cíclicas del IPRI adelantan, por término medio, 2.5 meses a las del IPC.
- El adelanto medio del IPRI es tanto más acusado cuanto mayor es la duración de los ciclos: 3.4 meses para las oscilaciones de más de 40 meses y 1.7 para las de menos de 36 meses.

## 4. Conclusiones

La relación cíclica que vincula al IPC con el IPRI aparece como un resultado claro y firme del análisis estadístico realizado, habida cuenta de la coincidencia existente entre los resultados obtenidos por medio de procedimientos distintos, tanto desde el dominio del tiempo como desde el de la frecuencia.

En consecuencia, el diagnóstico a corto plazo de las condiciones nominales de la economía española puede realizarse de forma mucho más fiable y completa si se utilizan simultáneamente ambos índices, especialmente si se tiene en cuenta el moderado pero claramente apreciable adelanto que presenta el IPRI con respecto al IPC.

Desde un punto de vista metodológico, se ha mostrado la conveniencia de combinar la información suministrada por la función de correlación cruzada con la ofrecida por los desfases entre los puntos de giro así como con las funciones de coherencia y desfase derivadas del análisis espectral.

# REFERENCIAS

---

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.

---

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.

---

Alvarez, L.J. y Matea, M. Ll. (1997) "Medidas del proceso inflacionista", en Servicio de Estudios del Banco de España, *La política monetaria y la inflación en España*, Alianza Editorial, Madrid, España.

---

Baxter, M. y King, R.G. (1995) "Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series", National Bureau of Economic Research, Working Paper n. 5022.

---

Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970) *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.

---

Cabrero, A. y Delrieu, J.C. (1996) "Elaboración de un índice para predecir la inflación en España", Banco de España, Documento de Trabajo, n. 9619.

---

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.

---

Chatfield, C. (1984) *The analysis of time series: theory and practice*, Chapman and Hall, London, U.K.

---

Chen, C. y Liu, L.M. (1991) "Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series", Scientific Computing Associates Corporation, Working Paper n. 126.

---

Chen, C., Liu, L.M. y Hudak, G.B. (1990) "Outlier detection and adjustment in time series modeling and forecasting", Scientific Computing Associates Corp., Documento Interno.

---

Clark, T.E. (1995) "Do producer prices lead consumer prices?", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, third quarter, p. 25-39.

---

Espasa, A., Manzano, M.C., Matea, M. Ll. y Catasús, V. (1987) "La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología", Banco de España, *Boletín Económico*, marzo, p. 32-51.

---

Fernández, F.J. y Virto, J. (1996) "Un indicador adelantado de la inflación en España", *Revista Española de Economía*, vol. 13, n. 1, p. 121-140.

---

Harvey, A.C. (1981) *Time series models*, Philip Alan, Oxford, U.K.

---

Hillmer, S.C. y Tiao, G.C. (1982) "An ARIMA model-based approach to seasonal adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, 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. (1997) "Three equivalent methods for filtering finite nonstationary time series", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo n. D-98003.

---

Gómez, V. (1998b) "Butterworth filters: a new perspective", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo n. D-98008.

---

Gómez, V. (1998c) "Program TRACE. Instructions for the user", Ministerio de Economía y Hacienda, Documento Interno.

---

Gómez, V. y Maravall, A. (1998) "Automatic modeling methods for univariate series", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9808.

---

Gómez, V. y Maravall, A. (1996) "Programs TRAMO and SEATS", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9628.

---

Gómez, V. y Maravall, A. (1998a) "Guide for using the programs TRAMO and SEATS", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9805.

---

Gómez, V. y Maravall, A. (1998b) "Automatic modeling methods for univariate series", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9808.

---

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.

---

Matea, M. Ll. (1989) "Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos", Banco de España, Documento de Trabajo n. 8901

---

Matea, M. Ll. (1993) "Análisis de la inflación en España", en Espasa, A. y Cancelo, J.R. *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Editorial, Madrid, España.

---

Matea, M. Ll. y Regil, A.V. (1996) "Indicadores de inflación a corto plazo", Banco de España, Documento de Trabajo n. 9621.

---

Quilis, E.M. (1999) "Índice de disponibilidades de bienes de equipo: modelización ARIMA-AI, componentes subyacentes y patrón cíclico", *Boletín Trimestral de Coyuntura*, n. 71, p. 110-139.

---

SCA (1986) "Spectral analysis using the SCA system", Scientific Computing Associates Corporation, Working Paper n. 115.

---

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.