

TRIMESTRALIZACION DE LA INVERSION EN BIENES DE EQUIPO SERIES BRUTAS, DESESTACIONALIZADAS Y DE CICLO-TENDENCIA

Enrique M. Quilis¹

S.G. de Cuentas Nacionales
INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA

Abril 1998

1. INTRODUCCION

El objetivo de este informe es exponer los resultados preliminares de la trimestralización de un agregado de la Contabilidad Nacional (CN) utilizando un indicador expresado de tres formas distintas: en términos brutos, corregido sólo de estacionalidad (desestacionalizado) y corregido de estacionalidad e irregularidad (ciclo-tendencia). Estas tres alternativas son las que recomienda Eurostat para la presentación de los resultados de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR) en la nueva base 1995, véase Eurostat (1998).

La serie de CN seleccionada es la de formación de capital fijo en bienes de equipo en pesetas constantes de 1986 (FBE) y el indicador de aproximación empleado en este estudio es el índice trimestral de disponibilidades de bienes de equipo (DBE), encontrándose en Quilis (1998) un análisis exhaustivo del mismo. Ambas series cubren de forma completa el período 1970-1997.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la primera sección se exponen los resultados del análisis de congruencia entre el agregado anual (FBE) y el indicador trimestral (DBE). La metodología empleada es la del análisis de cointegración. Los resultados de la trimestralización con el indicador DBE expresado en forma bruta, desestacionalizada y de ciclo-tendencia se presentan en la segunda sección. La extracción de señales se realiza con el programa SEATS (Gómez y Maravall, 1996) y la trimestralización con el método de Chow y Lin (1971), comparándose los resultados con las series trimestrales actualmente publicadas por la CNTR. En la tercera sección se ofrecen las conclusiones y futuras extensiones de este trabajo.

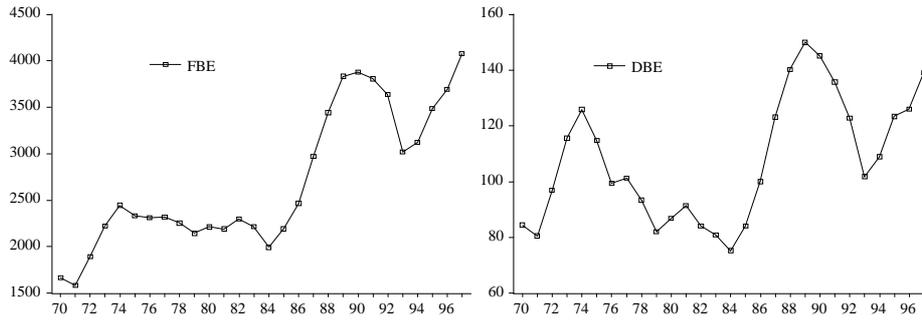
2. ANALISIS DE CONGRUENCIA

La relación dinámica existente entre el agregado anual (FBE) y el correspondiente indicador de trimestralización (DBE) puede ser examinada por medio del análisis de cointegración, véase Engle y Granger (1987) y Johansen (1995) para una exposición del mismo. La principal ventaja de esta metodología para el objetivo de este trabajo es que permite determinar el tipo de relación que guarda el indicador de alta frecuencia con el agregado anual al que representa y, en especial, si dicha relación se produce en niveles o en tasas de variación.

El análisis de cointegración entre las series FBE y DBE sólo puede llevarse a cabo en la frecuencia anual. En consecuencia, se ha promediado esta última. En el gráfico 1 se muestran las series correspondientes a los niveles de ambas variables.

¹ Agradezco las discusiones mantenidas con Alfredo Cristóbal sobre los temas tratados en este informe. El contenido de este trabajo no representa posición oficial alguna por parte del INE.

Gráfico 1: FBE y DBE: Niveles



Se observa que ambas poseen un comportamiento claramente no estacionario, especialmente FBE. El examen de las correspondientes funciones de autocorrelación simple confirma esta apreciación así como los resultados del contraste aumentado de Dickey-Fuller (1979,1981) expuestos en la tabla 1. Dicho contraste se basa en la regresión auxiliar siguiente:

[1]

$$\Delta z_T = \alpha + \beta z_{T-1} + \sum_{h=1}^H \gamma_h \Delta z_{T-h} + u_T,$$

donde z_T es la variable cuyo grado de integración se desea determinar, $\Delta=(1-B)$ es el filtro de diferenciación, B es el operador de desfase ($Bz_T=z_{T-1}$) y u_T es un término de perturbación de tipo ruido blanco. La hipótesis nula es $\beta=0$ ($z_T \sim I(1)$) y el estadístico empleado es el *t-ratio* (τ) del parámetro β . Los valores críticos utilizados son los de MacKinnon (1990).

Tabla 1: Contraste de Dickey-Fuller aumentado

Serie	H	τ	Valor crítico		Q(10)
			1%	5%	
FBE	1	-1.2996	-3.7076	-2.9798	8.17
DBE	1	-2.6387	-3.7076	-2.9798	4.56

Los resultados del contraste permiten establecer que ambas series poseen componentes tendenciales estocásticos integrados de primer orden, $I(1)$. En consecuencia, es posible que existan relaciones de cointegración entre ambas series, esto es, combinaciones lineales de las mismas que sean $I(0)$. La interpretación de tales relaciones en el contexto de este estudio es la siguiente: los niveles de DBE, que son observados a nivel intraanual, permiten estimar los de FBE. Si, adicionalmente, la relación de equilibrio no rechaza la hipótesis de que el vector de cointegración es $[1,-1]$ y que el término independiente es nulo, entonces el tipo de estimación es, en la terminología de la CNTR, directo: $FBE_T = DBE_T$.

Por el contrario, si no se detecta relación de cointegración, la especificación correcta debe realizarse entre las primeras diferencias (o las tasas de variación) de las series analizadas. En este caso, DBE es un indicador de aproximación de los ritmos de crecimiento del agregado pero no de los niveles propiamente.

La detección de posibles relaciones de cointegración se basa en el método de Johansen (1988,1991). El modelo vectorial de corrección de error utilizado es:

[2]

$$\Delta Z_T = C + \Pi Z_{T-1} + \sum_{j=1}^J \Phi_j \Delta Z_{T-j} + E_T,$$

siendo $Z=[FBE,DBE]'$, Π es una matriz 2×2 que recoge el efecto de corrección de error, esto es, la incorporación de la dinámica de largo plazo en la evolución transitoria y E_T es una perturbación bivalente de tipo ruido blanco. El estadístico de razón de verosimilitudes es:

[3]

$$\psi_r = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i),$$

donde λ_i es el coeficiente de correlación canónica entre ΔZ_T y Z_{T-1} , corregido de la influencia común que ejerce sobre ambos vectores la dinámica de corto plazo (tercer término de la expresión [2]), n y k son, respectivamente, el número de observaciones y el de variables y r es el rango de cointegración que se desea contrastar. Este estadístico está biunívocamente relacionado con los valores propios de Π , véase Johansen (1995).

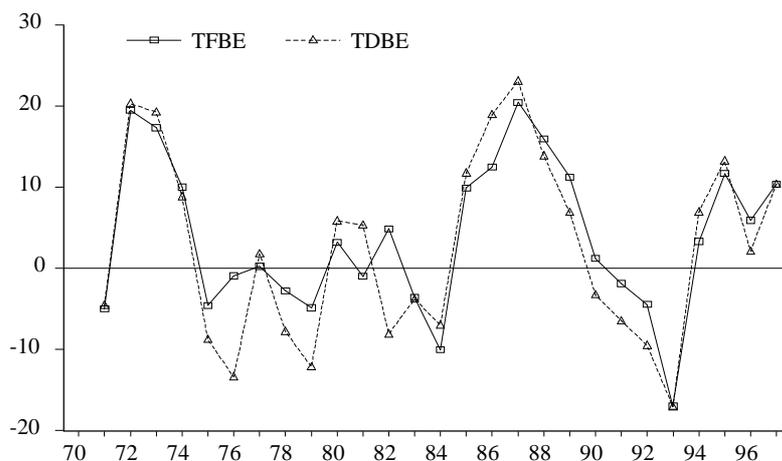
La determinación de J se ha realizado examinando las matrices de correlaciones cruzadas de los residuos de modelos VAR de orden creciente, siguiendo la propuesta de Tiao y Box (1981). De esta forma, se ha considerado $J=2$ como la dimensión apropiada del modelo expresado en la ecuación [2]. En la siguiente tabla se ofrecen los resultados obtenidos:

Tabla 2: Análisis de cointegración.
Metodología de Johansen

Autovalor	ψ	Valor crítico		r
		1%	5%	
0.2917	13.83	19.96	24.60	0
0.1881	5.21	9.24	12.97	1

Del análisis de la tabla anterior, cabe considerar que las series FBE y DBE no están cointegradas, por lo que su representación multivariante debe realizarse en diferencias. En consecuencia, DBE será un indicador de FBE potencialmente válido para seguir sus ritmos de avance pero no para caracterizar sus niveles. Como se observa en el siguiente gráfico, la relación entre las tasas de crecimiento de ambas variables es muy estrecha, siendo su correlación contemporánea de 0.91 que, además, es el máximo valor de la función de correlación cruzada entre ambas variables.

Gráfico 2: FBE y DBE: Tasas de variación



Con el fin de juzgar la idoneidad de DBE como indicador de aproximación se ha realizado un análisis de regresión entre las tasas de variación de FBE y DBE. El modelo propuesto es:

[4]

$$\Lambda(\text{FBE}_T) = \alpha + \beta \Lambda(\text{DBE}_T) + \varepsilon_T,$$

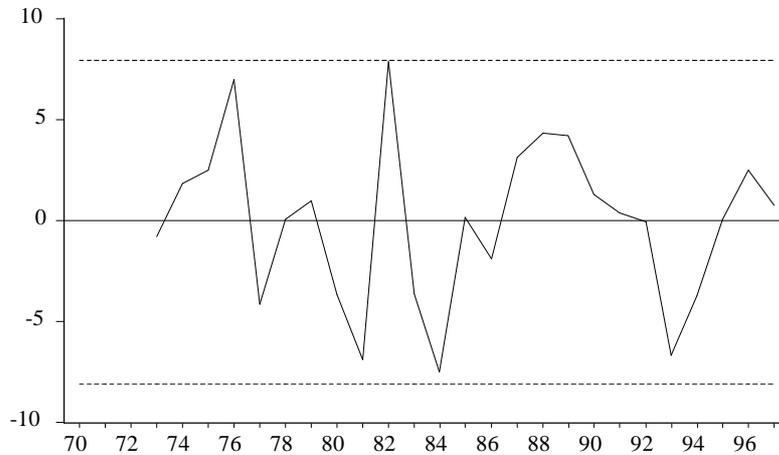
donde $\Lambda(z_T) = 100 * ((z_T - z_{T-1}) / z_{T-1})$ es la tasa de variación y ε_T es una secuencia independiente e idénticamente distribuida con media nula y varianza constante, que perturba aleatoriamente la relación lineal entre indicador y macromagnitud. La estimación del modelo anterior por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ofrece los siguientes resultados:

Tabla 3: Estimación MCO del modelo [4]

α	β	R^2	Q(10)
1.93	0.74	0.83	14.66
(2.48)	(11.06)		

El análisis de regresión muestra un ajuste aceptable, sin indicios de estructura en los residuos. En particular, no se requiere la inclusión de un modelo ARMA de tipo alguno para caracterizar el comportamiento de la perturbación. El valor estimado del parámetro β , positivo e inferior a la unidad, sugiere la presencia de un mecanismo de amortiguación en el proceso que vincula el indicador con el agregado. El examen de los residuos recursivos sugiere que la observación correspondiente al año 1982 es atípica, como se observa en el gráfico 3. Su tratamiento en el modelo [4], por medio de una variable de tipo impulso en dicha fecha, mejoró marginalmente el ajuste y deterioró los residuos. En consecuencia, este efecto no se ha incluido, manteniéndose el modelo en su forma más sencilla.

Gráfico 3: Residuos recursivos



El modelo [4] aparece como una representación satisfactoria de la señal cíclica compartida por ambas series, ya que la misma no aparece en los residuos. Se trata, en la terminología de Engle y Kozicki (1993) de un rasgo común (*co-feature*). A este respecto, debe recordarse que el operador $\Delta = (1 - B)$ actúa como un filtro cíclico cuando se aplica a series anuales.

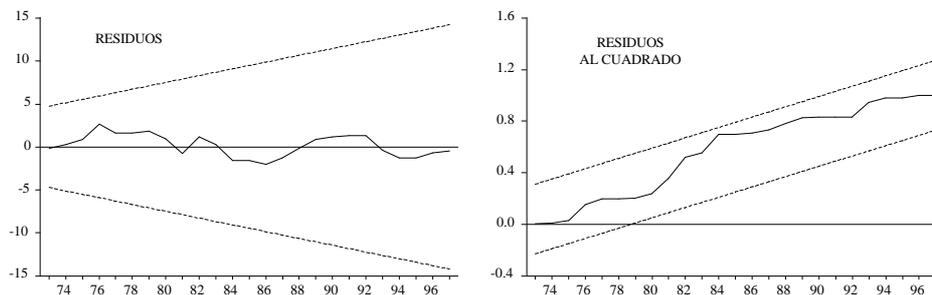
La estabilidad del modelo de regresión aparece confirmada por el contraste de estabilidad de Chow, como se detalla en la tabla siguiente:

Tabla 4: Contraste de estabilidad de Chow

Período	Estadístico	Probabilidad
1996-1997	0.2047	0.82
1997	0.0359	0.85

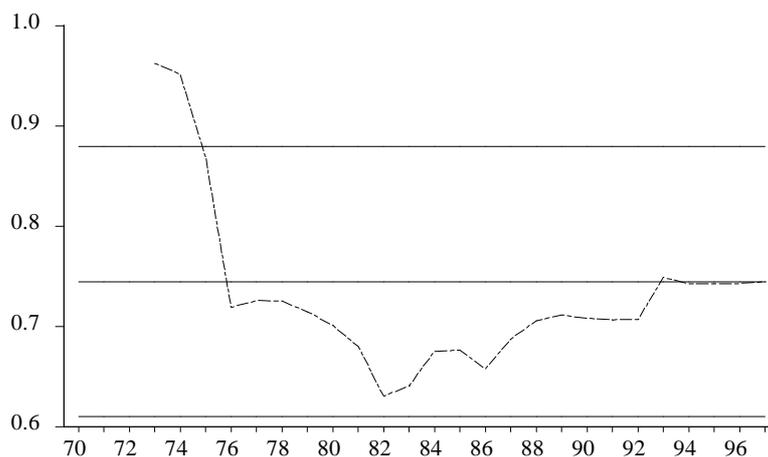
Los gráficos de control asociados a las sumas acumuladas de los residuos y de los residuos al cuadrado corroboran el carácter estable del modelo de regresión, como se observa en el siguiente gráfico:

Gráfico 4: Suma acumulada de residuos



Finalmente, la estimación recursiva del parámetro β muestra un comportamiento estable, observándose una convergencia rápida de $\hat{\beta}_T$ a la banda $[\hat{\beta}_{1997} \pm 2\hat{\sigma}(\hat{\beta}_{1997})]$, como puede apreciarse en el gráfico siguiente:

Gráfico 5: Estimación recursiva de β



3. TRIMESTRALIZACION

El análisis realizado en la sección anterior permite considerar a DBE como un indicador apropiado para el seguimiento intraanual de los ritmos de avance de FBE. En consecuencia, puede ser empleado como *input* de alta frecuencia en la trimestralización de FBE según el procedimiento de Chow y Lin. El análisis de cointegración realizado sugiere que la especificación del modelo trimestral subyacente se haga en diferencias o tasas de variación. En este sentido, la experiencia acumulada con el método de Chow y Lin es que tales especificaciones resultan poco robustas, debido a que los resultados obtenidos

han de ser integrados para obtener los niveles, con el consiguiente problema de determinación de las condiciones iniciales. La estimación de tales niveles es el objetivo final de la CNTR, especialmente si se tiene en cuenta que sus agregados han de satisfacer una serie de restricciones transversales expresadas en niveles y derivadas de relaciones de equilibrio contable. En consecuencia, se ha optado por emplear el modelo anual en diferencias para la proyección condicionada de FBE y la especificación en niveles para la trimestralización con el procedimiento de Chow y Lin.

La trimestralización de FBE utiliza como *input* a DBE, en su forma bruta, desestacionalizada y de ciclo-tendencia. La serie desestacionalizada elimina el componente estacional final, tanto determinista como estocástico, del indicador original. Análogamente, la serie de ciclo-tendencia elimina la estacionalidad y la irregularidad final de la correspondiente serie bruta. Un análisis detallado de la descomposición de DBE se encuentra en Quilis (1998).

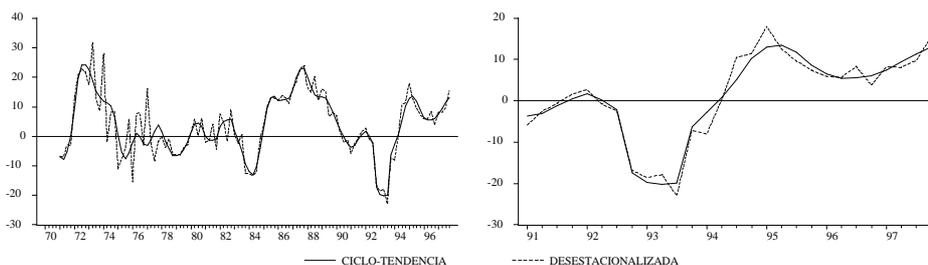
El procedimiento adoptado en este trabajo realiza la extracción de señales antes de realizar la desagregación temporal, garantizándose que las series así trimestralizadas satisfacen la restricción longitudinal que establece que la suma de los cuatro trimestres de cada año coincide con el dato anual. La alternativa consistente en extraer las señales de la serie trimestralizada con el indicador en forma bruta sólo respeta esa restricción de manera aproximada, en tanto en cuanto que los componentes de frecuencia igual o inferior a la anual tienden a cancelarse cuando son temporalmente agregados. Las series de FBE así trimestralizadas se exhiben en el siguiente gráfico:

Gráfico 6: FBE: series trimestralizadas
Niveles



Los resultados de la trimestralización son satisfactorios, resultando ser las series temporalmente desagregadas una combinación entre el perfil a largo plazo de FBE (no compartido con DBE al no estar cointegradas), el patrón cíclico (común, como puso de relieve el análisis de regresión de las tasas de crecimiento) y la estacionalidad y otros elementos de alta frecuencia (propios sólo de DBE). Las diferencias entre la series bruta y desestacionalizada no resulta muy aparente en niveles pero sí es más patente cuando la comparación se efectúa en términos de tasas interanuales de crecimiento, como se aprecia en el gráfico siguiente:

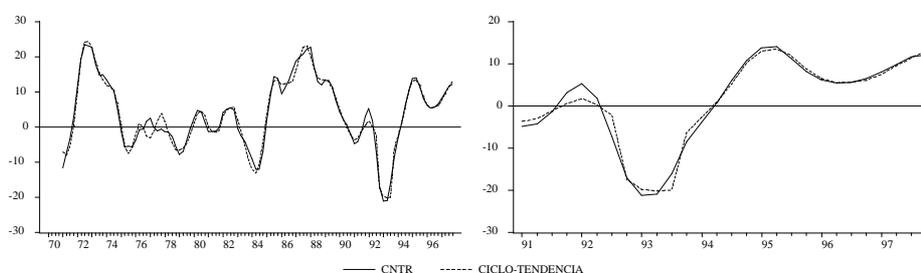
Gráfico 7: FBE trimestralizada. Series desestacionalizada y de ciclo-tendencia
Tasas de variación interanual



Estos resultados refuerzan la consideración de las series desestacionalizadas como poco útiles para el análisis de la coyuntura apuntada en Cristóbal y Quilis (1995). Este hecho se debe a su carácter híbrido entre una serie original y su versión de ciclo-tendencia, de manera que hereda las peores características de las mismas sin llegar a disfrutar de sus ventajas. En efecto, la serie desestacionalizada no puede ser utilizada en el análisis econométrico sin plantear serias dificultades y objeciones (Maravall, 1993). Este inconveniente lo comparte con la de ciclo-tendencia. Asimismo, la serie desestacionalizada posee un ritmo de crecimiento que, habitualmente, resulta difícil de valorar debido al componente irregular que incorpora. Este problema es común con la serie original y su ausencia es la principal ventaja de la señal de ciclo-tendencia. La única cuestión que puede condicionar esta valoración es el tamaño relativo de las revisiones de ambos tipos de señales, extremo que habrá de ser adecuadamente sopesado frente a la claridad de las mismas. En este sentido, la experiencia acumulada resulta abrumadoramente favorable al uso de señales lo más libres de elementos irregulares que sea posible.

Finalmente, la comparación entre la serie de FBE trimestralizada en este trabajo y la actualmente publicada por la CNTR muestra, en términos de tasas de crecimiento interanuales, diferencias muy modestas, como puede apreciarse en el gráfico siguiente:

Gráfico 8: FBE trimestralizada. Series de ciclo-tendencia
Tasas de variación interanual



La diferencia media entre ambas series es muy reducida (0.001 puntos) y su volatilidad es similar, atendiendo a su desviación típica y su recorrido. No obstante, como se observa en el detalle para los años 1991 a 1997, se detectan algunas diferencias en torno a los puntos de giro de 1992:1 (máximo) y 1993:1 (mínimo), diferencias que desaparecen virtualmente a partir de 1994:1.

4. CONCLUSIONES

La elaboración de series brutas, desestacionalizadas y de ciclo-tendencia en la CNTR enriquecerá la información estadística actualmente suministrada por el INE. En particular, las primeras permitirán su correcta aplicación en modelos econométricos de diversa índole y las desestacionalizadas posibilitarán una comparación, a nivel coyuntural, más homogénea con países que no elaboran series de ciclo-tendencia.

La elaboración de este conjunto ampliado de información es perfectamente factible dado el desarrollo que se ha producido en los últimos años tanto en capacidad de cómputo como en el soporte lógico para el tratamiento de series temporales. No obstante, el tiempo requerido para producir esta información aumenta de manera significativa y, de manera tentativa, se podría estimar en un treinta por ciento.

Existen algunos aspectos importantes sobre los que hay que incidir en un futuro inmediato. En primer lugar, realizar la labor de difusión apropiada para indicar que la estacionalidad de las series de la CNTR es la de los indicadores de aproximación utilizados en la misma. Así, en el caso aquí tratado, la estacionalidad de la serie de inversión en equipo se corresponde, casi en su totalidad, con la del Índice de Producción Industrial de bienes de equipo, pudiendo ser perfectamente posible que tal estacionalidad no se corresponda con la (inobservable) estacionalidad de la inversión en esa clase de bienes. Debe recordarse que el análisis de congruencia que preside la elección de indicadores sólo puede realizarse a

nivel anual donde, por definición, no existe estacionalidad ni otros elementos de alta frecuencia como, especialmente, los efectos de calendario.

Otro aspecto que debe ser tenido en cuenta es la dificultad que pueden plantear las series brutas para la incorporación de las restricciones contables de naturaleza transversal que caracterizan a la CNTR. En la medida en que distribución y conciliación sean tratadas de forma unificada en la línea planteada por Di Fonzo (1994), estos problemas podrán ser solventados. Naturalmente, el precio a pagar es un sustancial incremento en la dimensión de los modelos empleados y la pérdida de procesamiento paralelo en la elaboración de la CNTR, con la eventual aparición de estrangulamientos en dicha elaboración.

REFERENCIAS

- Chow, G. y Lin, A.L. (1971) "Best linear unbiased distribution and extrapolation of economic time series by related series", *The Review of Economics and Statistics*, n. 53, p. 471-476.
- 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.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979) "Distributions of estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Society*, n. 74, p. 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981) "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, n. 49, p. 1057-1072.
- Di Fonzo, T. (1994) "Temporal disaggregation of a system of time series when the aggregate is known: optimal versus adjustment methods", Workshop on Quarterly National Accounts, december 5-6, INSEE-Eurostat, Paris.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987) "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, n. 55, p. 251-276.
- Engle, R.F. y Kozicki, S. (1993) "Testing for common features", *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 11, p. 369-395.
- Eurostat (1998) *Handbook of quarterly national accounts. Preliminary draft*, Eurostat, Luxembourg.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1996) "Programs TRAMO and SEATS", Documento de Trabajo n. 9628, Banco de España.
- Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, p. 231-254.
- Johansen, S. (1991) "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, n. 59, p. 1551-1580.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood based inference in cointegrated vector autoregression models: theory and applications*, Oxford University Press, Oxford, U.K.
- MacKinnon, J. (1990) "Critical values for cointegration tests", Working Paper n. 90-4, Economics Department, University of San Diego.
- Maravall, A. (1993) "Stochastic linear trends. Models and estimators", *Journal of Econometrics*, n. 56, p. 5-37.
- Quilis, E.M. (1998) "Índice de disponibilidades de bienes de equipo: modelización ARIMA-AI, componentes subyacentes y patrón cíclico", Documento Interno, Instituto Nacional de Estadística.
- Tiao, G.C. y Box, G.E.P. (1981) "Modeling multiple time series with applications", *Journal of the American Statistical Association*, n. 76, p. 802-816.