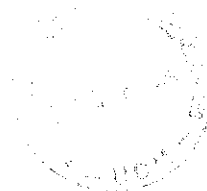




W
49
(9709)



Documento de trabajo

Integración de Contabilidad Nacional anual e indicadores: metodologías de trimestralización y una alternativa

Gema de Cabo Serrano

No. 9709

Junio 1997

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 394 26 11 - FAX 294 26 13

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

INTEGRACIÓN DE CONTABILIDAD NACIONAL ANUAL E INDICADORES:

METODOLOGÍAS DE TRIMESTRALIZACIÓN Y UNA ALTERNATIVA

Gema de Cabo Serrano
Departamento de Economía Cuantitativa
Universidad Complutense de Madrid
Tel.: 394 2384, Fax: 394 2591
28223 Madrid
e-mail: eccua26@sis.ucm.es

ABSTRACT

In this paper a search for a way of integrating Annual National Account data with indicators is carried out. As a first possibility, currently available methodologies for building quarterly series from National Accounts are investigated. However, the results obtained show that these methodologies are no appropriate tools for connecting annual data with related series. For this reason, an alternative integration approach is proposed, more general for the same aims, based on explicit analyses of relationships between Annual National Account data and available indicators.

RESUMEN

En este artículo se realiza la búsqueda de una metodología de integración de Contabilidad Nacional Anual y de indicadores. Como primera posibilidad, se investigan las metodologías de trimestralización de Contabilidad Nacional. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que éstas no son instrumentos adecuados de conexión de datos anuales y de indicadores. Por esta razón, se propone un enfoque de integración alternativo, más general para los mismos fines, basado en la modelización explícita de las relaciones entre series de Contabilidad Nacional Anual y de indicadores disponibles.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es buscar una metodología de integración de series de Contabilidad Nacional Anual (CNA) y series mensuales y/o trimestrales (en adelante, intra-anales) de indicadores, con el fin de mejorar la previsión y el seguimiento de los agregados de CNA. Las metodologías de trimestralización de Contabilidad Nacional (en adelante, MTCN) surgen como primera posibilidad a investigar, porque se aplican para construir series de Contabilidad Nacional Trimestral (CNT) a partir de información de CNA e indicadores. Sin embargo, el estudio de las técnicas de análisis y tratamiento de series temporales que constituyen estas metodologías ofrecen argumentos contra la elaboración de una CNT y, por tanto, para considerar las MTCN inadecuadas respecto al objetivo planteado. Ante este resultado, en este trabajo se propone una metodología de integración alternativa a las MTCN, más general para los mismos fines. Los resultados presentados se extraen de Cabo (1996).

La necesidad de construir una CNT, para estudiar la evolución de la economía a corto plazo, es una idea muy extendida entre los profesionales dedicados a la previsión y el seguimiento de los agregados económicos. Aunque algunas actividades económicas puedan tener carácter trimestral, *p.e.* las relacionadas con la balanza por cuenta corriente, otras se realizan anualmente, *p.e.* gran parte de la producción agrícola. En este último caso, no está clara la necesidad de trimestralizar, ni de crear un sistema de variables con el que se representen y relacionen, mediante identidades contables, procesos económicos de diferente periodicidad. A pesar de estas dudas, se construyen series de CNT.

Respecto al aspecto técnico, no existe una MTCN homogénea. En OPOCE (1995) se distinguen las metodologías directas y las indirectas, cuyas diferencias radican en el método de desagregación temporal utilizado para elaborar una CNT. Por una parte, las metodologías directas, aplicadas *p.e.* en Estados Unidos y Canadá, utilizan métodos de ajuste o benchmarking que consisten en ajustar una serie trimestral preliminar, *p.e.* un indicador, para hacerla coherente con la correspondiente serie de CNA. Su mayor inconveniente es que necesitan un sistema de información estadística muy eficaz y desarrollado. Por otra parte, las metodologías indirectas utilizan métodos basados en la estimación de un modelo de regresión lineal en el que se relaciona la serie trimestral a construir no observada y sus

nc.: d-53-296719-3
N.E.: 5310279489

indicadores observados. La estructura estocástica considerada para el término de error de este modelo es la principal diferencia entre los métodos empleados en los países que adoptan este enfoque, *p.e.* Francia y España. Sus inconvenientes esenciales son que esta estructura se elige de forma arbitraria y que las series trimestrales construidas varían entre diferentes revisiones.

Existen muchos trabajos relativos a métodos de desagregación temporal y a sus mejoras. Sin embargo, (1) se ignora que las MTCN también incluyen técnicas de análisis de series temporales y de corrección de variaciones estacionales, cuya aplicación se basa en argumentos y supuestos a menudo injustificados, (2) no se propone un marco metodológico integrador de las diferentes técnicas que constituyen las MTCN y (3) se supone la existencia de indicadores y no se analiza las consecuencias de la falta y/o escasez de los mismos sobre las series de CNT construidas.

En este trabajo se propone una alternativa a las MTCN basada en la modelización explícita de las relaciones entre series de CNA y series de indicadores disponibles. No es una alternativa a la trimestralización sino una alternativa de integración, con la que se intenta superar las limitaciones e inconvenientes de las MTCN. Se toma como referencia la CNT de España, que elabora el Instituto Nacional de Estadística (INE). La metodología empleada, descrita en INE (1992 y 1993), consiste en la distribución y extrapolación de las series de CNA con el método de Chow y Lin (1971), utilizando indicadores sometidos a procesos de selección y tratamiento. Las técnicas utilizadas, aunque aplicadas en sus diversas variantes según los países, presentan con éstas más similitudes que diferencias. Por tanto, las conclusiones sobre la metodología de la CNT de España pueden extenderse a las MTCN que apliquen técnicas análogas. Teniendo en cuenta esto, en la Sección 2 se exponen los inconvenientes de las diversas técnicas que constituyen las MTCN. En la Sección 3 se describe el marco conceptual y empírico de la Vía de Integración Alternativa (VIA) a las MTCN y se ofrece una ilustración práctica con datos de la economía española. En la Sección 4 se presentan las desventajas de las MTCN respecto a la VIA. Finalmente, en la Sección 5 se resumen las conclusiones.

2. METODOLOGÍAS DE TRIMESTRALIZACIÓN DE CONTABILIDAD NACIONAL

La metodología de la CNT de España es una referencia, en muchos aspectos representativa, de las dudas y limitaciones que sugieren las MTCN ante el objetivo de integración. En el aspecto técnico, además del método de Chow y Lin (1971), se emplea análisis univariante para construir modelos ARIMA de los indicadores seleccionados, y el método de Melis (1991), para estimar un componente ciclo-tendencia de los índices sintéticos elaborados a partir de estos indicadores, con el inconveniente de que se aplican de forma automática justificada únicamente en el elevado número de series consideradas. Respecto al uso de indicadores, es aconsejable tener en cuenta que para algunas variables de Contabilidad Nacional (CN) no existen indicadores en toda o parte de la muestra.

2.1 Métodos de análisis de series temporales

La construcción de modelos ARIMA de las series anuales e intra-anales de interés es una práctica habitual en las MTCN. En el caso español, en INE (1993) se describe el proceso de construcción de modelos univariantes con intervención para los indicadores seleccionados, que se supone basado en las metodologías de Box *et al.* (1994) y de Box y Tiao (1975). Sin embargo, el procedimiento descrito se basa en supuestos y presenta inconvenientes, expuestos a continuación, no justificados en tales metodologías.

(1) El criterio de selección de los órdenes de diferenciación regular y anual es minimizar la varianza dentro de los casos con media nula. Pero este criterio es muy limitado porque ignora que: (i) la estacionariedad en media de una serie temporal no exige siempre que su media sea nula, (ii) las anomalías pueden incrementar la varianza de la serie diferenciada, (iii) existen instrumentos gráficos útiles, *p.e.* el gráfico temporal y la función de autocorrelación, para decidir de modo provisional y (iv) debe considerarse la estimación eficiente de modelos alternativos para decidir de forma definitiva.

(2) Se eligen los órdenes p y P de los operadores AR y los órdenes q y Q de los MA con las restricciones $p \leq 3$, $q \leq 3$, $P \leq 1$ y $Q \leq 2$. Esto puede limitar la consideración de estructuras ARMA que aparecen con cierta frecuencia en el trabajo empírico con series temporales económicas, *p.e.*

AR(2)_s, donde s es el periodo estacional, con raíces imaginarias en el Índice de Producción Industrial.

(3) Se estiman los modelos especificados por máxima verosimilitud condicional. Aunque pueden darse circunstancias bajo las que este estimador proporciona resultados semejantes a los del estimador por máxima verosimilitud exacta, no resulta recomendable confiar en dicho estimador. Así lo demuestran, entre otros, los resultados de Ansley y Newbold (1980) y Mauricio (1995). Por estos motivos, es razonable plantear ciertas dudas acerca de la calidad de las estimaciones utilizadas y sobre todos los resultados que se desprenden de ellas.

(4) Se considera sólo el input determinista de tipo impulso para realizar análisis de intervención. Esto obliga a considerar todas las anomalías como cambios transitorios, sin considerar que algunas variables, *p.e.* el Índice de Precios al Consumo, indicador principal del deflactor implícito del Consumo Privado Nacional de CN, presenta fuertes anomalías en los años 1974/1977 y 1986 debidas a precios intervenidos y a la entrada en vigor del Impuesto sobre el Valor Añadido, respectivamente, que provocan cambios permanentes en el nivel de la serie y deben tratarse con inputs tipo escalón.

2.2 Métodos de corrección de variaciones estacionales

En los países europeos que construyen series de CNT desestacionalizadas y en Australia, Canadá, Japón y Estados Unidos, se utilizan técnicas de corrección de variaciones estacionales que, en su mayoría, son variantes del método X-11. De hecho, el Sistema Europeo de Cuentas Integradas, que determina las pautas conceptuales de elaboración de la CN en los países de la Unión Europea, utiliza el método X-11 ARIMA, véase OPOCE (1995). Las excepciones son Alemania, que utiliza el método de Berlín basado en modelos de regresión, y España, donde se emplea el método de Melis (1991) basado en la descomposición canónica de un modelo ARIMA.

En relación a estas técnicas, la diferencia principal entre España y el resto de los países que las emplean, es que éstos elaboran series de CNT desestacionalizadas y el INE estima las series de CNT "ajustadas de estacionalidad e irregularidad", como se indica en INE (1992). Esto se debe a que cada índice sintético, utilizado para estimar las series de CNT de España, es un componente ciclo-tendencia estimado con el método de Melis (1991).

Pero estas técnicas, incluido el método de Melis (1991), presentan inconvenientes similares. (1) Su aplicación se basa en considerar que la estacionalidad es un problema para el estudio de la economía a corto plazo. Sin embargo, esta justificación es difícil de aceptar por los investigadores interesados en ciertas transformaciones de una variable no en su nivel, *p.e.* la tasa de variación anual en series stock y la tasa de variación anual del flujo móvil anual en series flujo, que no presentan estacionalidad y pueden ser útiles para valorar el estado actual de la economía, véase Treadway (1994). (2) No existen definiciones de aceptación general de los componentes ciclo-tendencia y estacionalidad. Esto explica la existencia de muchos métodos diferentes, expuestos *p.e.* en Hylleberg (1992). (3) En los métodos basados en modelos ARIMA, descritos *p.e.* en Hillmer y Tiao (1982) y Maravall (1987), se tratan estos componentes siempre como estocásticos y no se admite que puedan tener naturaleza determinista o, como señalan Gallego y Treadway (1996), mixta. (4) Además, en estos métodos es habitual suponer que la serie a descomponer sigue un modelo IMA(1,1)(1,1)_s. Esta estructura, aunque bastante frecuente en series económicas, no es la única posible. Y (5) en algunos países las series de CNT se construyen con indicadores (o índices sintéticos) desestacionalizados, *p.e.* en España, y en otros se elaboran con indicadores (o series preliminares) y se desestacionalizan posteriormente, *p.e.* en Canadá. Sin embargo, el tratamiento de la estacionalidad no ofrece el mismo resultado aplicado sobre los indicadores que sobre la serie trimestral estimada.

2.3 Métodos de desagregación temporal

Existe una oferta amplia de métodos de desagregación temporal. Proporcionan diferentes técnicas de interpolación, distribución y extrapolación de series temporales en series de periodicidad mayor, con información de indicadores. En el contexto relativo a trimestralización, dados los T valores anuales de una serie stock anual y los $4T$ valores trimestrales de los indicadores, la interpolación consiste en estimar los $3T$ valores trimestrales restantes no observados de la serie stock anual. Si las series anuales son flujos, *p.e.* las series de CNA, la distribución consiste en estimar los valores trimestrales no observados de la serie flujo anual, de forma que verifiquen que la suma de las cuatro estimaciones trimestrales de cada año sea igual al dato anual observado (en adelante, restricción anual). Para series

stock y flujo, la extrapolación consiste en estimar los valores trimestrales no observados de la serie anual fuera del periodo muestral de T años, antes de observar el dato anual.

La mayoría de los países que construyen una CNT utilizan alguna variante del método de ajuste propuesto en Denton (1971) o alguna mejora del método basado en una regresión lineal presentado en Chow y Lin (1971).

Los antecedentes de los métodos de ajuste son métodos matemáticos para distribuir series anuales, sin utilizar indicadores, en series trimestrales que satisfacen la restricción anual, *p.e.* el método de Lisman y Sandee (1964) y su posterior mejora y generalización en los trabajos de Boot *et al.* (1967) y Cohen *et al.* (1971). Estas técnicas se pueden considerar casos particulares del enfoque de Denton (1971), que supone la existencia de una serie trimestral preliminar y se basa en la minimización de una función de pérdida, definida como la diferencia al cuadrado entre la serie trimestral a construir no observada y la serie trimestral preliminar, bajo la restricción anual. El problema de este método es que no incorpora información de las propiedades estadísticas de las series anuales y preliminares.

El método basado en una regresión lineal pionero es el propuesto en Friedman (1962), donde se realiza un análisis detallado de la interpolación de series temporales con indicadores. Con referencia básica a este trabajo, Chow y Lin (1971) ofrece un método unificado de interpolación, distribución y extrapolación. Este método, permite obtener un estimador lineal, insesgado y eficiente de la serie trimestral de interés y de los coeficientes de la regresión lineal supuesta entre la serie de CNA correspondiente y sus indicadores. Sin embargo, su aplicación está condicionada a supuestos, arbitrarios e injustificados empíricamente, acerca de la estructura de relación entre las variables y la estructura estocástica del término de error del modelo que lo fundamenta, y proporciona series de CNT con grandes discrepancias entre revisiones.

En Fernández (1981) se propone un método de distribución de series anuales basado en minimizar una función de pérdida cuadrática, definida como la diferencia entre la serie trimestral a construir y una combinación lineal de sus indicadores, sujeta a la restricción anual. Por una parte, este método es una generalización del enfoque de Denton (1971) porque considera la posibilidad de que haya más de un indicador y la presencia de sesgo (hay un término constante), pero tampoco tiene en cuenta la

presencia de heterocedasticidad y/o autocorrelación en los errores muestrales. A este respecto, en Litterman (1983) se considera autocorrelación de tipo AR(1), aunque no se justifica empíricamente. Por otra parte, los métodos de Fernández (1981) y Litterman (1983) ofrecen los mismos estimadores, de los coeficientes de la regresión lineal y de la serie trimestral de interés, que el método de Chow y Lin (1971) aplicado bajo estructura de paseo aleatorio condicionado y ARI(1,1), respectivamente, para el término de error trimestral, pero muestran sus mismas debilidades.

También se han publicado trabajos de mejora de los métodos de desagregación temporal descritos, aunque sin aplicarse a la construcción de series de CNT; para información detallada, véanse *p.e.* Guerrero (1990) y Cholette y Dagum (1994). En concreto, Guerrero (1990) observa que en benchmarking se tiene en cuenta la estructura estocástica de las series anuales y las series preliminares, pero se requiere conocer los valores verdaderos de éstas y las propiedades estadísticas de las fuentes de información de las series consideradas. Como alternativa, propone un método con el que se determina la estructura estocástica del término de error del modelo que lo fundamenta a partir del análisis de los valores estimados de una serie preliminar. Por su parte, Cholette y Dagum (1994) presentan un método de benchmarking donde se contempla la presencia de sesgo, autocorrelación y/o heterocedasticidad en los errores muestrales en un modelo ARIMA justificado empíricamente, y donde las cifras anuales imponen restricciones que incorporan un término aleatorio.

Los trabajos más recientes se centran en la extensión al caso multivariante del problema de desagregación temporal, es decir, en la desagregación conjunta de un grupo de variables considerando sus posibles interrelaciones dentro del sistema económico. Respecto al caso univariante, supone que junto a restricciones temporales, *p.e.* la restricción anual, deben tenerse en cuenta de forma simultánea restricciones contemporáneas, *p.e.* las identidades contables entre variables de CN; para información detallada, véanse Dagum *et al.* (1996) y Guerrero y Nieto (1996).

2.4 Información de indicadores disponible

Los métodos de desagregación de series temporales presuponen la existencia de indicadores intra-
anuales, que se utilizan de forma directa o para construir índices sintéticos o series preliminares.

La utilidad de los indicadores en la estimación de una serie de CNT radica en (1) disponer de alguno, (2) con una cobertura, un sistema de medida y un ámbito conceptual lo más relacionado posible con la variable a construir, y (3) con disponibilidad anterior a la publicación del último dato trimestral a estimar. Sin embargo, para algunos componentes del Producto Interior Bruto no se dispone de indicadores con tales características y debe tenerse en cuenta el efecto de este problema sobre las series de CNT estimadas.

Para el caso español, en Cabo (1997) se demuestra que algunas variables de CNT son resultado de la distribución de las series de CNA correspondientes, sin utilizar indicadores en toda o parte de la muestra, y entre las que se estiman incorporando indicadores, éstos son de diferente calidad en términos de disponibilidad, cobertura y longitud. Es decir, que la utilidad de la información de indicadores que cada variable de CNT aporta para representar su correspondiente parcela de la economía puede ser inexistente o, en caso de existir, muy diferente de una variable a otra.

3. ENFOQUE DE INTEGRACIÓN ALTERNATIVO A LAS METODOLOGÍAS DE TRIMESTRALIZACIÓN DE CONTABILIDAD NACIONAL

El marco conceptual y empírico que ofrece la VIA se basa en: (1) la información de series anuales, propuestas para indicados, y de series intra-anales originales, candidatas a indicadores, (2) los modelos univariantes de los indicadores, con un tratamiento individualizado de la estacionalidad, y las operaciones de previsión y seguimiento realizadas sobre los mismos, y (3) un modelo conceptual para representar la relación entre indicado e indicador candidato, que admite la posibilidad de realimentación.

La variable indicado es siempre una serie de CNA y la variable indicador se considera siempre trimestral; si el candidato a indicador es mensual se agrega a trimestral. El indicador candidato puede expresarse como una variable vectorial anual de cuatro componentes, cada uno correspondiente a una estación o trimestre, de forma que su relación con el indicado se puede representar con un modelo pentavariante estocástico (PSAT). Este modelo contempla todas las posibilidades lineales de influencia

del indicador en el indicado y de realimentación en tales relaciones, aunque contiene una forma específica por tratarse de dos variables, *p.e.* la estructura en el bloque cuatrivariante del indicador tiene que cumplir múltiples restricciones para reconocer que la influencia en el tiempo es del pasado en el presente y el futuro, no al revés.

Debido al incompleto desarrollo de la metodología de análisis de series temporales con covarianzas dependientes de las estaciones y a la falta de programas computacionales adecuados para aplicarla en la práctica, en este trabajo se propone una forma simplificada y restringida de la VIA para usos empíricos inmediatos. Consiste en construir una variable escalar anual del indicador mediante la agregación temporal, por suma o una media, de la serie trimestral y, en consecuencia, formular la relación entre el indicado y el indicador con un modelo bivalente estocástico (BSA).

3.1 Variables anuales e intra-anales a relacionar

Se observan dos tipos de variables. En años la serie de CNA Y_t ($t = 1, 2, \dots, T$) y en trimestres un candidato a indicador $X_{\tau,t}$ ($\forall t, \tau = 1, 2, 3, 4$). En CN existen tres tipos de variables del Producto Interior Bruto y de cada componente: dos variables flujo, una medida en moneda corriente y otra en moneda constante de un año, y un deflactor implícito. Se relacionan por la identidad contable de triada, donde la variable medida en moneda corriente es idéntica al producto de las otras dos. En este contexto, el indicado es una variable flujo, ya que los deflatores se obtienen por la identidad de triada. De hecho, si una variable de CNA se obtiene como solución de una identidad contable, no deben emplearse explícitamente ni ésta, ni los indicadores considerados directamente para la misma.

En la mayoría de los casos, el indicador y el indicado requieren la transformación logarítmica. En adelante, se consideran las variables $y_t \equiv \ln Y_t$ y $x_{\tau,t} \equiv \ln X_{\tau,t}$.

A partir del indicador candidato $x_{\tau,t}$ se pueden obtener las variables $x_{1,t}$, $x_{2,t}$, $x_{3,t}$ y $x_{4,t}$ que contienen las observaciones del trimestre señalado en los T años del periodo muestral considerado. La forma lineal más general para relacionarlas con la variable y_t es un modelo PSAT.

También se puede obtener un indicador anual, *p.e.* $x_t = x_t^g$, con la expresión:

$$x_t^g = \frac{1}{4} \sum_{\tau=1}^4 x_{\tau,t} \approx x_t^a = \ln \left[\frac{1}{4} \sum_{\tau=1}^4 X_{\tau,t} \right] \quad [3.1]$$

donde x_t^g es el logaritmo de la media geométrica simple y x_t^a es el logaritmo de la media aritmética simple y, normalmente, ambas son casi exactamente iguales en la práctica. En este caso, la relación entre indicado e indicador candidato se representa con un modelo BSA en (y_t, x_t) .

En el contexto del modelo BSA, el criterio de selección de indicadores más relevante es el grado de cointegración en (y_t, x_t) . Es deseable que el indicador presente cointegración con el indicado pero, aunque ésta no exista, el modelo de relación entre ambas variables se puede considerar útil si permite la mejora de las operaciones de previsión y seguimiento de la variable de CNA considerada.

3.2 Modelo bivalente estocástico

(1) Especificación general. Se considera la representación v del modelo BSA:

$$\begin{aligned} y_t &= v_y(B) x_t + n_{y,t} \\ x_t &= v_x(B) y_t + n_{x,t} \end{aligned} \quad [3.2]$$

donde B es el operador retardo, y $v_y(B)$ y $v_x(B)$ son funciones lineales de transferencia estables.

Los modelos univariantes de los términos de error de [3.2] son:

$$\begin{aligned} \pi_y(B) n_{y,t} &= a_{y,t} \quad \text{iid } N(0, \sigma_y^2) \\ \pi_x(B) n_{x,t} &= a_{x,t} \quad \text{iid } N(0, \sigma_x^2) \end{aligned} \quad [3.3]$$

donde $\pi_y(B)$ y $\pi_x(B)$ son operadores lineales, no-explosivos e invertibles y $E(a_{y,t} a_{x,s}) = 0, \forall t,s$.

(2) Hipótesis de identificación no contrastable. La correlación lineal en los datos no puede distinguir $v_y(B)$ de $v_x(B)$. Por esta razón, se impone $v_{x,0} \equiv v_x(0) = 0$, es decir, el indicador candidato no recibe efecto contemporáneo del indicado. Esto permite comprender por qué se toma x_t como indicador candidato de y_t .

(3) Hipótesis a contrastar: $v_x(B) \equiv 0$, es decir, el indicador candidato no recibe influencias retardadas del indicado. Aunque es plausible, debe evaluarse empíricamente en cada caso.

Cuando $v_x(B) \equiv 0$ es cuestionable, se debe usar el modelo BSA para previsión y seguimiento de la variable de CNA. Si se confirma $v_x(B) \equiv 0$, el modelo BSA se convierte en un modelo de transferencia con un modelo univariante independiente para el input, en concreto, se identifica $x_t \equiv n_{x,t}$.

(4) Resultados de la aplicación empírica del modelo de transferencia. Se espera un efecto fuerte contemporáneo e incluso retardado un periodo del indicador sobre el indicado, es decir, que $v_y(B)$ tenga una forma ω_0 ó $\omega_0 - \omega_1 B$. Además cuanto más elevado sea el grado de cointegración en (y_t, x_t) , más bueno se puede considerar al indicador candidato.

3.3 Generalización

Una generalización del modelo BSA es reconsiderar los datos trimestrales para el indicador, de manera que se convierte en un modelo PSAT. En concreto, se reformula:

- (1) $v_y(B)x_t$ en $\sum_{\tau=1}^4 v_{y,\tau}(B)x_{\tau,t}$.
- (2) x_t en el vector 4×1 $(x_{1,t}, x_{2,t}, x_{3,t}, x_{4,t})^T$.
- (3) $v_y(B)$ y $v_x(B)$ en vectores 1×4 y 4×1 de funciones de transferencia estables.
- (4) $n_{x,t}$ y $a_{x,t}$ en vectores 4×1 .
- (5) $\pi_x(B)$ en la representación de un proceso cuatrivariante estocástico.
- (6) La matriz de covarianzas de $a_{x,t}$ en Σ_x .

Es sensato suponer las hipótesis $v_{x,0} = 0$ y $v_x(B) \equiv 0$, aunque la última debe contrastarse. Con estas hipótesis el modelo PSAT se simplifica y se convierte en un modelo de transferencia, en el que y_t es el output y las otras cuatro variables son los inputs.

5.4 Aplicación empírica

La versión simplificada de la VIA se ilustra con una aplicación empírica con datos de la economía española. Las variables seleccionadas son Producción Industrial en pesetas constantes de CNA (QNI) e Índice de Producción Industrial sin Bienes Intermedios ($ISBI$), porque ésta es un candidato a indicador razonable de aquélla según se indica en INE (1993). El $ISBI$ anual es la media geométrica simple de su correspondiente serie mensual, que se construye a partir del Índice de Producción

Industrial y de su componente Índice de Producción Industrial: Bienes Intermedios, de la que sólo existen datos desde enero/1975. Por tanto, considerar *ISBI* como indicador implica que la muestra anual es 1975-1995.

A priori, la relación entre ambas variables se puede representar con un modelo BSA en (*QNI*, *ISBI*) que, tras su elaboración descrita a continuación, se simplifica en modelos de transferencia.

Los informes gráficos son esenciales en las etapas de identificación y diagnóstico. Para cada transformación de *QNI* e *ISBI* y para los residuos de los modelos estimados, se construyen los gráficos de evolución temporal con el eje vertical tipificado y, a su derecha, de las funciones de autocorrelación simple (*acf*) y parcial (*pacf*) (arriba y abajo, respectivamente). Al pie del gráfico temporal, se presentan el nombre de la serie representada y los estadísticos media muestral, con su desviación típica entre paréntesis, y desviación típica estimada, todos ellos expresados en porcentajes. Además, para los residuos de cada modelo estimado, se presenta el estadístico *Q* de Ljung y Box (1978) calculado con 5 valores de la *acf*. También se realiza el gráfico de la función de correlación cruzada (*ccf*) entre dos series de residuos. Al pie de este gráfico, se presentan los nombres de las series que se relacionan y el valor del estadístico *Q* calculado con 5 valores de la *ccf*, para $k \leq 0$ y $k \geq 0$, respectivamente.

(1) Se elabora el modelo univariante de cada variable. A partir de los instrumentos estadísticos y gráficos de identificación de *QNI*, véase Figura 3.1, el orden de integración no está claro. Por tanto, se especifican dos modelos iniciales alternativos: (i) $(1 - \phi_1 B) [\nabla \ln QNI_t - \mu] = a_{n1,t}$, donde ϕ_1 es el parámetro del AR(1), ∇ es el operador diferencia regular y μ es la media, y (ii) $\nabla^2 \ln QNI_t = a_{n2,t}$. Los términos de error $a_{n1,t}$ y $a_{n2,t}$ siguen procesos de ruido blanco gaussiano y los subíndices 1 y 2 indican el orden de integración considerado. De igual modo, se identifican modelos iniciales análogos para *ISBI*, véase Figura 3.2, con términos de error $a_{i1,t}$ y $a_{i2,t}$, respectivamente.

Ambas variables presentan una anomalía en 1993, que se puede representar por un impulso unitario. Sin embargo, no se interviene porque el resultado es semejante al obtenido con intervención.

(2a) En la *ccf* de $a_{i1,t}$ vs. $a_{n1,t}$, véase Figura 3.3, se detecta correlación contemporánea entre ambas series de residuos, por tanto, se impone la hipótesis $v_{i1,0} = 0$ y se identifica $v_{n1}(B) = \omega_0$. La estimación eficiente de este modelo presenta el resultado siguiente:

$$\begin{aligned} \ln QNI_t &= .66 \ln ISBI_t + N_{1,t} \\ & \quad (.07) \\ (1 - .24B) [\nabla N_{1,t} - .0088] &= a_{1,t} \\ & \quad (.25) \quad (.0030) \end{aligned} \quad [3.4]$$

$$\hat{\sigma}_{a_1} = 90\%, \quad R^2 = .63$$

cuya diagnosis supone su reformulación eliminando el AR(1) en el modelo del ruido e incluyendo un efecto retardado de *ISBI* sobre *QNI*, detectado en la *ccf* de $a_{i1,t}$ vs. $a_{1,t}$.

(2b) De forma alternativa, en la *ccf* de $a_{i2,t}$ vs. $a_{n2,t}$, véase Figura 3.5, se observa fuerte correlación contemporánea, por tanto, se impone $v_{i2,0} = 0$ y se identifica $v_{n2}(B) = \omega_0$. La estimación eficiente de este modelo ofrece el resultado siguiente:

$$\begin{aligned} \ln QNI_t &= .61 \ln ISBI_t + N_{2,t} \\ & \quad (.06) \\ \nabla^2 N_{2,t} &= a_{2,t} \end{aligned} \quad [3.5]$$

$$\bar{a}_2 (\hat{\sigma}_{\bar{a}_2}) = .00\% (.03\%), \quad \hat{\sigma}_{a_2} = 1.11\%, \quad R^2 = .59$$

cuya diagnosis determina su reformulación incluyendo un MA(1) en el modelo del ruido y un efecto retardado de *ISBI* sobre *QNI*, detectado en la *ccf* de $a_{i2,t}$ vs. $a_{2,t}$. La estimación del nuevo modelo revela un operador MA(1) no invertible, que equivale a detectar cointegración (2,1) en (*QNI*, *ISBI*).

(3) La reformulación de los Modelos [3.4] y [3.5] conduce al mismo modelo de relación entre *QNI* e *ISBI*. La estimación eficiente de este modelo muestra el resultado siguiente:

$$\begin{aligned} \ln QNI_t &= (.66 + .12B) \ln ISBI_t + N_{j,t} \\ & \quad (.06) \quad (.06) \\ g &= .78(.06) \\ \nabla N_{j,t} &= .0067 + a_{j,t} \\ & \quad (.0022) \end{aligned} \quad [3.6.j]$$

$$\hat{\sigma}_{a_j} = .84\%, \quad R^2 = .66, \quad j = 1, 2$$

donde el subíndice *j* indica el orden de integración para ambas variables considerado en cada caso.

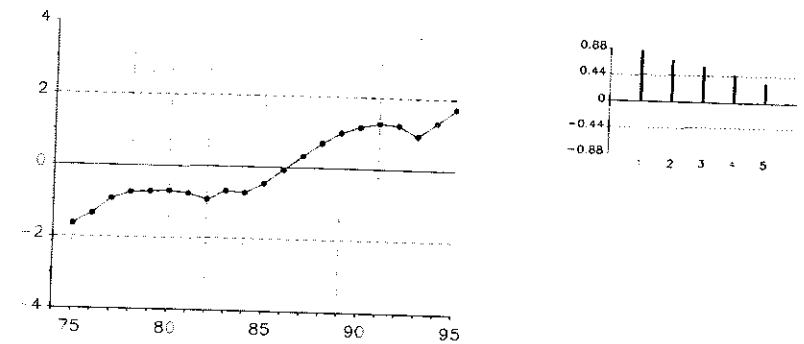
En los instrumentos estadísticos y gráficos de diagnosis del Modelo [3.6.1], véase Figura 3.4 (a), no se aprecia ninguna estructura adicional a la estimada. En la *ccf* de $a_{i1,t}$ vs. $a_{1,t}$, véase Figura 3.4

(b), no se detecta realimentación, ni efectos retardados de la primera serie de residuos sobre la segunda. De manera análoga, el material diagnóstico del Modelo [3.6.2], véase Figura 3.6, no muestra ninguna estructura adicional a la estimada, ni realimentación y/o efectos retardados de a_{t-2} sobre $a_{2,t}$.

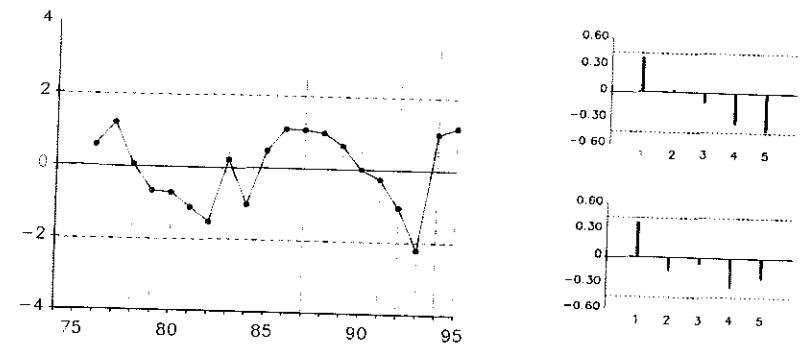
La diferencia entre los Modelos [3.6.1] y [3.6.2] radica en que el modelo univariante de $ISBI$ es diferente en cada caso. Esto determina que también difiera la serie de errores de previsión a horizonte un periodo del crecimiento de QNI obtenida con cada modelo.

Teniendo en cuenta el fin de mejorar la previsión y el seguimiento de las variables de CNA, no interesa el nivel de las variables en el futuro, sino alguna tasa de variación, es decir, una medida de su crecimiento. En concreto, interesa la tasa logarítmica de variación anual.

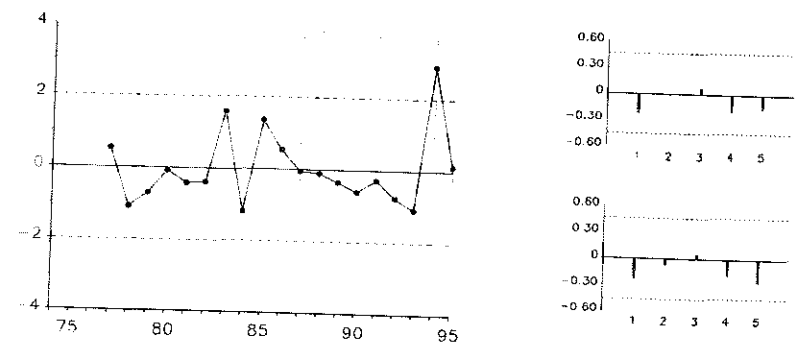
La desviación típica de las series de errores de previsión de la tasa logarítmica de variación anual de QNI calculadas a partir de los Modelos [3.6.1] y [3.6.2] son $\hat{\sigma}_1 = 2.26\%$ y $\hat{\sigma}_2 = 2.60\%$, respectivamente. La comparación de ambas desviaciones típicas puede ayudar a determinar qué modelo de relación puede ofrecer mejores resultados en previsión y seguimiento de la transformación indicada para QNI . En concreto, el contraste de Mann-Whitney indica que son significativamente diferentes, lo que sugiere que el Modelo [3.6.1] puede resultar más útil a tal fin.



(a) Serie $\ln QNI_t$, ($\bar{w} = 915.96\%$ (2.61%), $\hat{\sigma}_w = 11.97\%$) y su *acf*.

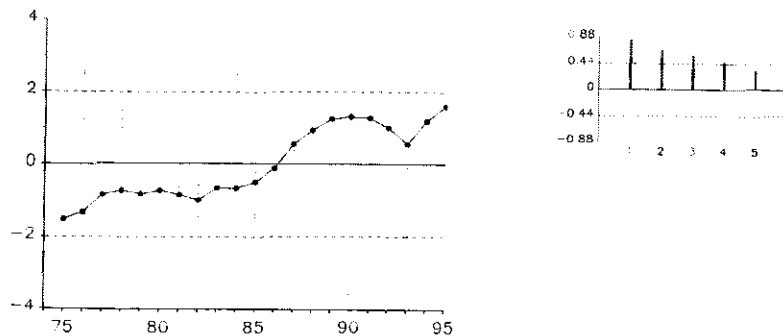


(b) Serie $\nabla \ln QNI_t$, ($\bar{w} = 2.00\%$ (0.54%), $\hat{\sigma}_w = 2.44\%$) y sus *acf* y *pacf*.

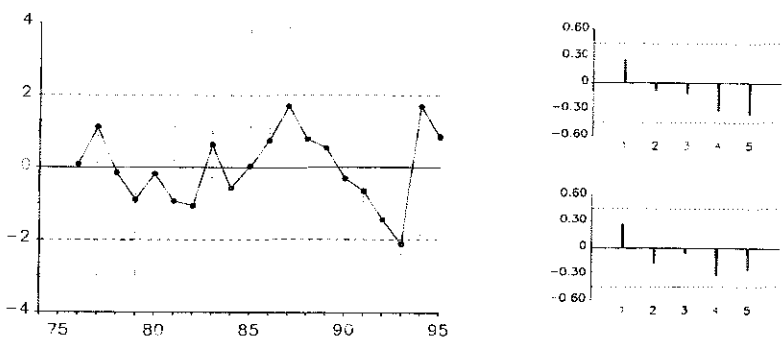


(c) Serie $\nabla^2 \ln QNI_t$, ($\bar{w} = 0.07\%$ (0.61%), $\hat{\sigma}_w = 2.68\%$) y sus *acf* y *pacf*.

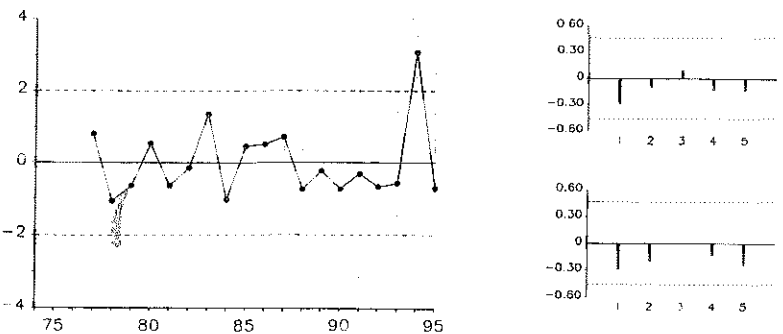
Figura 3.1: Instrumentos gráficos y estadísticos de identificación univariante: QNI .



(a) Serie $\ln ISBI_t$ tipificada ($\bar{w} = 443.37\%$ (2.42%), $\hat{\sigma}_w = 11.11\%$) y su *acf*.



(b) Serie $V \ln ISBI_t$ tipificada ($\bar{w} = 1.75\%$ (0.73%), $\hat{\sigma}_w = 3.28\%$) y sus *acf* y *pacf*.



(c) Serie $V^2 \ln ISBI_t$ tipificada ($\bar{w} = 0.13\%$ (0.09%), $\hat{\sigma}_w = 4.01\%$) y sus *acf* y *pacf*.

Figura 3.2: Instrumentos gráficos y estadísticos de identificación univariante: *ISBI*.

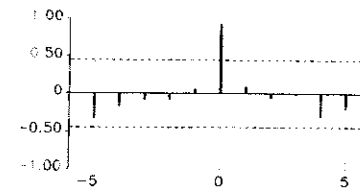
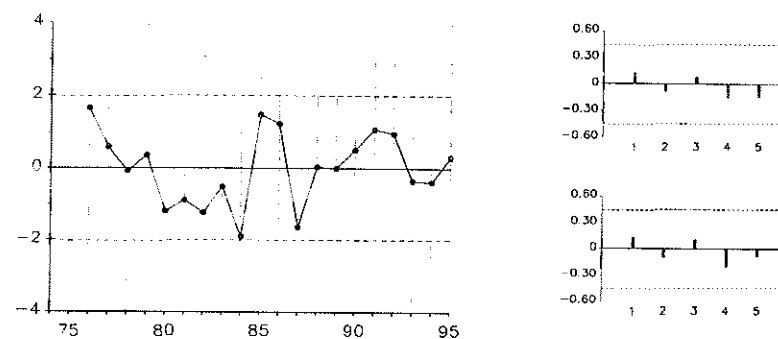
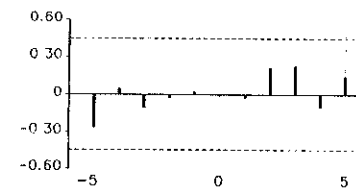


Figura 3.3: Instrumentos gráficos y estadísticos de identificación bivalente:
 ccf de $a_{1,t}$ vs. $a_{1,t-k}$ ($Q(5) = 3.8, k \leq 0; Q(5) = 4.4, k \geq 0$).



(a) Residuos $a_{1,t}$ tipificados del Modelo [3.6.1] ($\bar{a}_1 = 0.00\%$ (0.19%), $\hat{\sigma}_{a_1} = 0.84\%$) y sus *acf* ($Q(5) = 2.1$) y *pacf*.



(b) ccf de $a_{1,t}$ vs. $a_{1,t-k}$ ($Q(5) = 2.0, k \leq 0; Q(5) = 3.6, k \geq 0$).

Figura 3.4: Instrumentos gráficos y estadísticos de diagnóstico: *QNI* vs. *ISBI*.
 Modelo univariante: $ARI(1,1)$ con media.

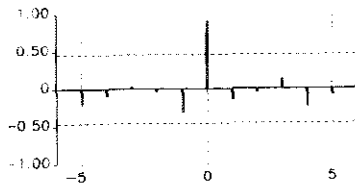
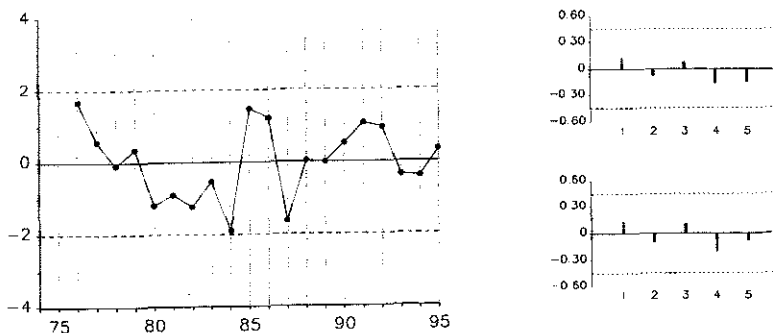
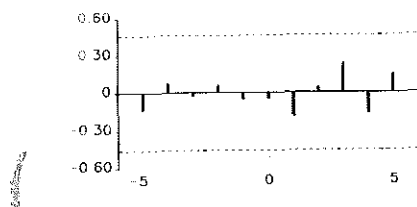


Figura 3.5: Instrumentos gráficos y estadísticos de identificación bivalente:
ccf de $a_{12,t}$ vs. $a_{2,t}$ ($Q(5) = 4.0, k \leq 0; Q(5) = 2.8, k \geq 0$).



(a) Residuos $a_{2,t}$, tipificados del Modelo [3.6.2] ($\bar{a}_2 = 0.00\%(0.19\%), \hat{\sigma}_{a_2} = 0.84\%$)
y sus acf ($Q(5) = 2.1$) y pacf.



(b) ccf de $a_{12,t}$ vs. $a_{2,t}$ ($Q(5) = 0.7, k \leq 0; Q(5) = 3.8, k \geq 0$).

Figura 3.6: Instrumentos gráficos y estadísticos de diagnóstico: QNI vs. $ISBI$.
Modelo univariante: $I(2)$.

4. COMPARACIÓN ENTRE LA VÍA DE INTEGRACIÓN ALTERNATIVA Y LAS METODOLOGÍAS DE TRIMESTRALIZACIÓN

En el marco conceptual y empírico que fundamenta la VIA: (1) se utilizan series anuales e intra-anuales originales, (2) se construye un modelo de univariante de cada serie, para previsión y seguimiento y como paso previo a los modelos de relación, (3) se propone investigar la estacionalidad de cada serie intra-anual de forma individual, para lo que resulta muy completa la técnica de Gallego y Treadway (1996), (4) se impone el mínimo número de hipótesis necesario para realizar aplicaciones prácticas y, en general, se sugieren hipótesis que se pueden contrastar empíricamente en cada caso, (5) se limitan las fuentes de revisión en aplicaciones empíricas a las revisiones de las series de CNA e intra-anuales utilizadas, y (6) se ofrece un marco de análisis completamente integrado, con un tratamiento individualizado de las series anuales e intra-anuales que lo componen.

En este contexto ofrecido por la VIA, las limitaciones de las MTCN son: (1) se construyen modelos univariantes para las series intra-anuales bajo restricciones insuficientemente justificadas, (2) se desestacionalizan de modo indiscriminado los indicadores (índices sintéticos o series preliminares) o las series de CNT construidas, sin estudiar la estacionalidad en cada caso concreto, (3) se demuestra que el modelo de regresión lineal entre una variable de CNA y su indicador, en el que se basan algunos métodos de desagregación temporal *p.e.* el de Chow y Lin (1971), es un caso particular de un modelo BSA, donde (i) se ignora el uso de logaritmos que, aunque aporta cierta heterocedasticidad oculta en sus resultados, se puede considerar una diferencia secundaria con la VIA, (ii) se imponen las hipótesis de identificación y ausencia global de realimentación, sin mencionarlas ni contrastar empíricamente la última, (iii) no se admite la posibilidad de efectos retardados del indicador, por lo que $v_y(B)$ es un único parámetro, y (iv) se elige una estructura estocástica para el término de error entre un conjunto muy pequeño e injustificado de posibles formas, de manera que $a_{y,t}$ sigue un proceso muy simple. (4) A las fuentes de revisión de la VIA, se añaden las originadas por la construcción de índices sintéticos o series preliminares, la desestacionalización y la aplicación de métodos de distribución y extrapolación. Y (5) se distinguen varias fases de análisis que no se encuentran integradas y suponen la aplicación aislada de las diversas técnicas empleadas.

5. CONCLUSIONES

El estudio de las técnicas que constituyen las metodologías aplicadas a la trimestralización de CN, respecto al objetivo de integración de series anuales e intra-anuales, y la propuesta de una alternativa metodológica ante el mismo fin, ofrecen las siguientes conclusiones:

1. Las técnicas aplicadas para construir una CNT se basan en supuestos insuficientemente justificados y se utilizan a menudo de forma automática. Estas prácticas se justifican en el elevado número de series a estudiar, en las limitaciones de información estadística acerca de las fuentes de información de las series consideradas y/o en su empleo tradicionalmente en trabajos empíricos. Sin embargo, considerar que todas las series a las se aplican estas técnicas tienen un comportamiento más o menos homogéneo puede eliminar información relevante, sobre todo de indicadores, para la estimación de las series de CNT. Es cierto que la falta y/o escasez de indicadores es una limitación para cualquier investigador. Sin embargo, trimestralizar requiere construir series preliminares o índices sintéticos, aún cuando no hay información medida originalmente disponible, y emplear metodologías poco integradas, que suponen una pérdida de eficiencia en el proceso, por tanto, no es adecuado para integrar la información disponible de series anuales e intra-anuales.

2. La VIA es una alternativa de integración a las MTCN que (1) ofrece un marco conceptual y empírico más general que el que sustenta las técnicas aplicadas en las MTCN, (2) en el que se conectan de forma integrada las distintas fases de análisis y tratamiento de las series anuales e intra-anuales a relacionar, y (3) donde se propone un método sencillo de utilizar en aplicaciones empíricas, con el que superar los efectos nocivos del uso de métodos de forma automática para el estudio y la construcción de modelos útiles de series temporales.

La VIA propuesta en este trabajo puede considerarse un punto de partida para la construcción de un módulo de previsión y seguimiento de las variables de CNA donde se tengan en cuenta las relaciones entre éstas, determinadas por las identidades contables que verifican, para seleccionar las variables a prever y seguir explícitamente. La puesta en práctica de la VIA debe comenzar con la elaboración de modelos BSA, que sirvan de referencia para reformulaciones posteriores más generales.

los modelos PSAT. No obstante, la aplicación de éstos últimos está condicionada a que se complete la investigación acerca de la metodología de análisis de series temporales con covarianzas dependientes de las estaciones y de programas computacionales adecuados.

AGRADECIMIENTOS

En este trabajo se resumen algunos de los resultados expuestos en la tesis doctoral realizada por la autora, véase Cabo (1996), dirigida por Arthur B. Treadway. Esta investigación se ha realizado cuando ambos pertenecían al proyecto *Un Servicio de Previsión y Seguimiento de la Economía Española*, dirigido por el último y financiado por Caja de Madrid, véase Treadway (1994). La autora agradece esta financiación y la esmerada labor de dirección de Arthur B. Treadway así como la colaboración de todos los miembros del proyecto, especialmente la inestimable ayuda de Víctor M. Gonzalo. También agradece a Antonio Aznar, Antonio García Ferrer, José de Hevia, José Alberto Mauricio y Francisco Trujillo, sus útiles comentarios.

REFERENCIAS

- Ansley, C.F. y P. Newbold (1980). Finite Sample Properties of Estimators for Autoregressive Moving Average Models. *Journal of Econometrics*, 13, 159-183.
- Boot, J.C.G., W. Feibes y J.H.C. Lisman (1967). Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data. *Applied Statistics*, 16(1), 65-75.
- Box, G.E.P., G.M. Jenkins y G.C. Reinsel (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. New Jersey: Prentice Hall, revised edition.
- Box, G.E.P., y G.C. Tiao (1975). Intervention Analysis with Application to Economic and Environmental Data. *Journal of the American Statistical Association*, 70(345), 70-79.
- Cabo G. de (1996). *Integración de Contabilidad Nacional Anual e Indicadores Trimestrales: Metodologías de Trimestralización, el Caso Español, y una Alternativa*. Tesis doctoral. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Complutense de Madrid.
- Cabo G. de (1997). *¿Incorpora la Contabilidad Nacional Trimestral información útil de indicadores?* Instituto Complutense de Análisis Económico, Universidad Complutense de Madrid, Documento de Trabajo 9708.
- Cohen, K.J., W. Müller y M.W. Padberg (1971). Autoregressive Approaches to Disaggregation of Time Series Data. *Applied Statistics*, 20, 119-129.
- Cholette, P.A. y E.B. Dagum (1994). Benchmarking Time Series with Autocorrelated Survey Errors. *International Statistical Review*, 62(3), 365-377.
- Chow, G.C. y A.L. Lin (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, 53, 372-375.
- Dagum E.B., P.A. Cholette y Z.G. Chen (1996). A Unified View of Signal Extraction, Benchmarking and Interpolation of Time Series. Trabajo presentado en *The Sixteenth Annual International Symposium on Forecasting*, Estambul, 25/6/96.
- Denton, F.T. (1971). Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99-102.
- Fernández, R.B. (1981). A Methodological Note on the Estimation of Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 63(3), 471-476.
- Friedman, M. (1962). The Interpolation of Time Series by Related Series. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 729-757.
- Gallego, J.L. y A.B. Treadway (1996). *The General Seasonal ARIMA Family of Stochastic Processes*. Departamento de Economía, Universidad de Cantabria, Documento de Trabajo 96.01.
- Guerrero, V.M. (1990). Temporal Disaggregation of Time Series: An ARIMA-based Approach. *International Statistical Review*, 58(1), 29-46.
- Guerrero, V.M. y F.H. Nieto (1996). *Temporal and Contemporaneous Disaggregation of Multiple Economic Time Series*. Departamento de Estadística, Instituto Tecnológico Autónomo de México, Working Paper DEA95.07.
- Hillmer, S.C. y G.C. Tiao (1982). An Arima-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment. *Journal of the American Statistical Association*, 77(377), 63-70.
- Hylleberg, S. (1992). *Modelling Seasonality*. Oxford University Press.
- Instituto Nacional de Estadística (1992). Nota Metodológica sobre la Contabilidad Nacional Trimestral. *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 44, 9-23. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (1993). *Contabilidad Nacional Trimestral, Metodología y Serie Trimestral 1970-1992*. Madrid.
- Lisman, J.H.C. y J. Sandee (1964). Derivation of Quarterly Figures from Annual Data. *Applied Statistics*, 13, 87-90.
- Litterman, R.B. (1983). A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2), 169-173.
- Ljung, G.M. y G.E.P. Box (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Maravall, A. (1987). *Descomposición de Series Temporales: Especificación, Estimación e Inferencia (con una Aplicación a la Oferta Monetaria en España)*. Banco de España, Servicio de Estudios, D.T. 8702.
- Mauricio, J.A. (1995). Exact Maximum Likelihood Estimation of Stationary Vector ARMA Models. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 282-291.
- Melis Maynar, F. (1991). La Estimación del Ritmo de Variación en Series Económicas. *Estadística Española*, 33(126), 7-56.
- Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas (OPOCE), Luxembourg (1995). Thème 2: Économie et Finances, Série B: Statistiques conjoncturelles. *Comptes Nationaux Trimestriels-SEC*. Luxembourg.
- Treadway, A.B. (1994). A Monitor and Forecast Service for the Spanish Economy. *Journal of Forecasting*, 13, 141-155.