

DOCUMENTS DE TREBALL
DE LA DIVISIÓ DE CIÈNCIES JURÍDIQUES
ECONÒMIQUES I SOCIALS

Col·lecció d'Economia

**¿ SON EXCESIVAMENTE SUAVES LAS SERIES DE
CONTABILIDAD NACIONAL TRIMESTRAL ?***

Ernest Pons Fanals

Jordi Pons Novell

Adreça correspondència:

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española
Grup de Recerca de Qualitat "Anàlisi Quantitativa Regional"
Facultat d'Econòmiques - Universitat de Barcelona
Avda. Diagonal, 690 - 08034 Barcelona
Email: epons@riscd2.eco.ub.es

Recepció document: Juny 1996

* Los autores agradecen los comentarios y sugerencias formulados por dos evaluadores anónimos.

RESUM

En aquest treball s'analitza si les sèries de *Contabilidad Nacional Trimestral de España* són excessivament suaus i, per tant, si són realment informatives de l'evolució de l'economia espanyola en el curt termini. Mitjançant la utilització de les tècniques de l'anàlisi espectral s'observa que les sèries trimestrals espanyoles presenten una variabilitat molt més gran que les d'altres països de l'OCDE a l'interval de freqüències més baixes (associades al comportament de la sèrie a llarg termini) i una variabilitat menor a l'interval de freqüències més altes (associades al soroll que conté la sèrie). El motiu d'aquest comportament diferencial de les sèries trimestrals espanyoles es troba en el mètode emprat pel *Instituto Nacional de Estadística* per estimar el senyal cicle-tendència dels indicadors utilitzats com a referència, concretament, el conegut com *filtro de líneas aéreas modificado* (LAM).

PARAULES CLAU: Filtres lineals, conjuntura, extracció de senyals.

CODIS JEL: C22, E3

ABSTRACT

In this paper it is analyzed if the *Contabilidad Nacional Trimestral* series in Spain are extremely smooth and, therefore, if they really explain about the evolution of the Spanish economy on the short term. It is shown, by use of spectral analysis, that the Spanish quarterly series have a greater variability than the ones of the other OECD countries at the lower frequencies (which are associated to the long term behavior) and a shorter variability at the upper frequencies (associated to the series noise). It is concluded that the different behavior of the Spanish quarterly series is due to the signal extraction method known as *filtro de líneas aéreas modificado* (LAM).

KEY WORDS: Linear filters, short term analysis, signal extraction.

JEL classification: C22, E3

1. Introducción

Desde hace algunos años, gracias a los esfuerzos realizados por el Instituto Nacional de Estadística (INE), se dispone en España de una información relevante que permite realizar un seguimiento de la evolución de la economía española en el corto plazo. Nos referimos concretamente a la Contabilidad Nacional Trimestral de España (CNTE)¹. Dado que estas series se han convertido en los últimos años en punto de referencia obligado para todo estudio de coyuntura centrado en la economía española, algunas características de estas series trimestrales adquieren una especial relevancia. Probablemente la más llamativa de estas características, y a la que se dedica esta nota, es que presentan una evolución muy suave.

Para todo análisis de coyuntura es necesario disponer de información estadística sobre cuál es la senda de la economía una vez eliminadas las fluctuaciones que pueden inducir al analista a formular conclusiones equivocadas. Concretamente, es necesario eliminar las fluctuaciones de corto plazo y en el caso de series trimestrales o mensuales también las fluctuaciones estacionales². La eliminación de estas fluctuaciones conduce a la obtención de unas series más suaves que las originales, pero si se alisan demasiado las series puede llegarse al extremo de eliminar información que puede ser económicamente relevante.

La comparación de las series de Contabilidad Trimestral de diferentes países de la OCDE sugiere que las series de CNTE son significativamente más suaves que las de otros países, tanto los que elaboran dicha Contabilidad por

¹ En INE (1993) se efectúa una descripción detallada de la metodología utilizada en la elaboración de las series de la CNTE.

² Los fundamentos de la extracción de la señal ciclo-tendencia se pueden consultar en Espasa y Cancelo (1993) y Cristóbal y Quilis (1995).

métodos de estimación directa como los que utilizan métodos de trimestralización de magnitudes anuales. Esta constatación y la relación de intercambio antes comentada entre suavidad e información es lo que nos ha inducido a plantear la pregunta que encabeza esta nota. Evidentemente no se pretende en este trabajo aportar una respuesta, sino únicamente poner de manifiesto que existe este debate entre los analistas de la coyuntura económica en nuestro país.

2. Evidencia empírica

En los Gráficos 1 y 2 se recoge la evolución trimestral de las tasas de crecimiento interanual del PIB de España y del total de la OCDE para el periodo 1971-1994. La comparación de estos gráficos muestra que las series de CNTE son mucho más suaves que sus homónimas de la OCDE. Si se compara también la CNTE con la evolución trimestral de los restantes países de la OCDE la conclusión es la misma, incluso para algunos países las diferencias son más acusadas. A título de ejemplo, se presenta en los Gráficos 3 y 4 la evolución trimestral de Alemania y Noruega.

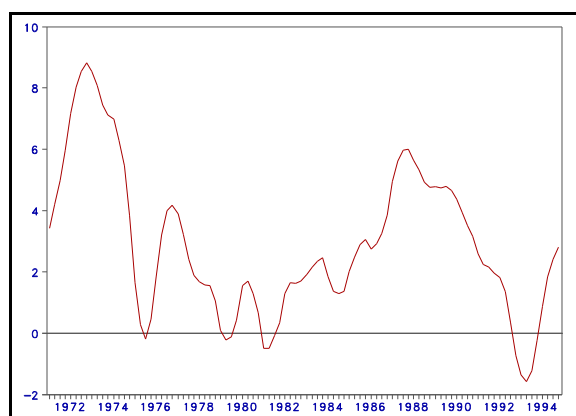


Gráfico 1. Evolución PIB España

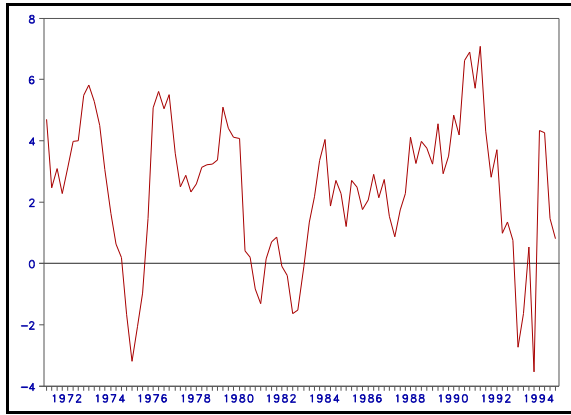


Gráfico 3. Evolución PIB Alemania

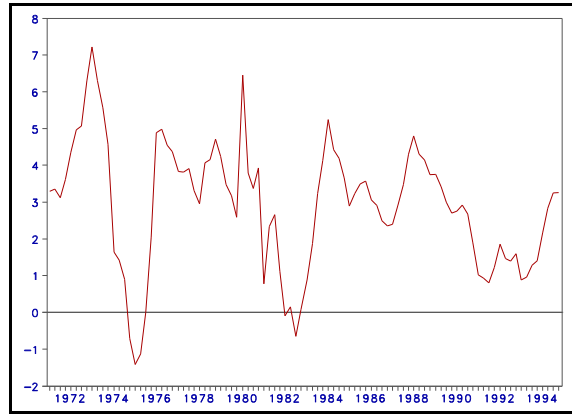


Gráfico 2. Evolución PIB OCDE

Aunque la utilización de criterios gráficos proporciona evidencia empírica de que las series de la CNTE son muy suaves, para valorar hasta que punto lo son más que las de otros países es imprescindible utilizar algún criterio estadístico. La

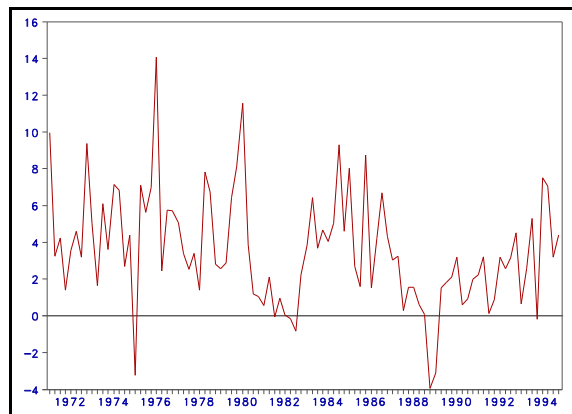


Gráfico 4. Evolución PIB Noruega

representación espectral de series temporales ofrece un marco teórico que permite esta comparación, dado que toda serie temporal estacionaria de segundo orden queda perfectamente caracterizada por la función de densidad espectral asociada³. Esta función distribuye la varianza total de la serie a lo largo del intervalo $[0, P]$. Las frecuencias más bajas están asociadas al comportamiento de la serie a largo plazo, es decir a la tendencia, mientras que las frecuencias más altas están asociadas al ruido que contiene la serie. Por otra parte, las componentes cíclica y estacional están relacionadas con frecuencias intermedias. Por lo tanto, el conocimiento de la densidad espectral de una serie permite calcular que

³ Una referencia básica para el análisis espectral de series temporales es Priestley (1981).

porcentaje de la varianza de la serie corresponde a cada una de estas componentes.

En este trabajo se han aplicado las técnicas del análisis espectral de la siguiente manera. En primer lugar, se han realizado estimaciones de la función de densidad espectral de las series trimestrales de tasas de crecimiento interanual⁴ del Producto Interior Bruto (PIB) para un conjunto amplio de países de la OCDE⁵. A continuación se ha dividido el intervalo de frecuencias $[0, P]$ en tres subintervalos que se corresponden de manera aproximada a los conceptos de tendencia, ciclo y ruido⁶. Finalmente, se ha calculado, como se muestra en la Tabla 1, para cada una de las densidades estimadas el porcentaje de varianza que corresponde a cada uno de los tres subintervalos⁷. La característica diferencial del caso español es la de presentar una variabilidad mucho mayor que en otros países en la banda de frecuencias más bajas (oscilaciones superiores a 32 trimestres) y una variabilidad prácticamente nula en la banda de frecuencias $[P/3, P]$ (oscilaciones inferiores a 6 trimestres). Atendiendo al porcentaje de varianza que presentan en las altas frecuencias pueden dividirse el resto de áreas consideradas

⁴ El hecho de utilizar las series de tasas de crecimiento interanual en lugar de las series en niveles no invalida el análisis ya que la transformación es la misma para todas las series. Se utilizan las tasas de crecimiento para corregir el problema de la no estacionariedad de las series en niveles.

⁵ Estimaciones calculadas utilizando la ventana de Daniell.

⁶ Siguiendo la definición del *National Bureau of Economic Research* (NBER) de ciclo como aquellas oscilaciones con una periodicidad comprendida entre 6 y 32 trimestres, es decir el intervalo de frecuencias $[P/16, P/3]$. Para un mayor detalle sobre la definición de ciclo económico se puede consultar el trabajo pionero de Burns y Mitchell (1946) o el más reciente de Baxter y King (1995).

⁷ En el Anexo 1 se muestran las funciones de densidad espectral estimadas de cada uno de los países considerados en este estudio.

en tres grupos. En el extremo opuesto al caso español se encuentra Noruega con un porcentaje de varianza superior al 40% en las altas frecuencias, mientras que Australia, Alemania y el Reino Unido forman un segundo y reducido grupo que presenta porcentajes superiores al 10%. El resto muestran unas características más parecidas entre sí y pueden agruparse en un tercer grupo que presenta porcentajes intermedios y alejados del caso español y del noruego.

Tabla 1. Porcentaje de variación en las series de PIB trimestral

País	>32 trimestres	6-32 trimestres	<6 trimestres
España	38.91	60.34	0.75
OCDE	29.06	63.91	7.03
Europa	29.07	66.39	4.54
Unión Europea	29.06	66.60	4.34
Australia	20.69	64.26	15.05
Canadá	29.70	64.20	6.10
Francia	28.49	66.08	5.43
Alemania	26.03	60.88	13.09
Italia	19.28	76.68	4.04
Japón	31.44	62.14	6.42
Noruega	16.16	42.36	41.48
Suiza	29.53	67.34	3.13
Reino Unido	28.44	60.77	10.79
Estados Unidos	27.05	67.18	5.77

Fuente: Elaboración propia.

Esta característica de la CNTE no es específica de la serie de PIB total. Se han estimado también densidades espectrales para cada una de las magnitudes de la CNTE y los porcentajes de varianza obtenidos son todos muy similares a los obtenidos para el PIB, es decir, variabilidad elevada en las frecuencias bajas y prácticamente nula en las elevadas⁸.

⁸ Sólo presenta un comportamiento peculiar el Valor Añadido Bruto de la Agricultura con unos porcentajes del 14% (en lo que se refiere a las oscilaciones superiores a 32 trimestres), 82% (oscilaciones entre 6 y 32 trimestres) y 4% (oscilaciones inferiores a 6 trimestres).

3. El Filtro de Líneas Aéreas Modificado (LAM)

La explicación del hecho de que en una banda de frecuencias muy amplia de las series trimestrales españolas la variación sea casi inexistente se encuentra en el método utilizado en la elaboración de la CNTE para estimar la señal ciclo-tendencia de los indicadores empleados como referencia. Este método considera que la serie observada X_t esta compuesta por tres componentes ortogonales: componente ciclo-tendencia (T_t), componente estacional (S_t) y componente irregular (U_t):

$$X_t = T_t + S_t + U_t \quad (1)$$

y que cada componente puede representarse mediante un modelo ARIMA⁹:

$$\begin{aligned} \Phi_T(L) T_t &= \Theta_T(L) a_t \\ \Phi_S(L) S_t &= \Theta_S(L) b_t \\ \Phi_U(L) U_t &= \Theta_U(L) c_t \end{aligned} \quad (2)$$

donde $a_t \sim N(0, \mathbf{s}_a^2)$, $b_t \sim N(0, \mathbf{s}_b^2)$ y $c_t \sim N(0, \mathbf{s}_c^2)$

Al agregar las tres componentes se obtiene que la serie observada X_t también sigue un modelo ARIMA:

$$\Phi_X(L) X_t = \Theta_X(L) e_t \quad (3)$$

donde $e_t \sim N(0, \mathbf{s}_e^2)$

⁹ Donde L representa el operador de retardos de manera que $LX_t = X_{t-1}$.

Si los modelos de cada componente son conocidos el estimador de la señal ciclo-tendencia que minimiza el error cuadrático medio¹⁰ es el siguiente¹¹:

En la práctica estos modelos no son conocidos y es necesario determinarlos

$$\hat{T}_t = H(L, F) X_t = \frac{\Theta_T(L) \Theta_T(F) \Phi_S(L) \Phi_S(F) \Phi_U(L) \Phi_U(F) \mathbf{S}_a^2}{\Theta_X(L) \Theta_X(F) \mathbf{S}_e^2} X_t \quad (4)$$

a partir del modelo de la serie observada. Este hecho provoca un problema de identificación que algunos autores proponen resolver imponiendo el requisito canónico¹², mientras que otros proponen resolverlo imponiendo a priori restricciones sobre los modelos de las componentes¹³.

Un problema adicional del estimador $H(L, F)$ es que puede necesitar, dependiendo de los parámetros de los polinomios que intervienen en dicha expresión, de un número elevado de predicciones para obtener estimaciones del ciclo-tendencia para el final del periodo muestral¹⁴. Para evitar este problema el INE utiliza una modificación del estimador anterior que se conoce con el nombre de *Filtro de Líneas Aéreas Modificado (LAM)*¹⁵. Se supone como punto de

¹⁰ Se puede encontrar una demostración sencilla de este resultado en Maravall (1987) página 54.

¹¹ Donde F es el operador de adelantos, es decir $F=L^{-1}$.

¹² Que consiste en seleccionar aquella descomposición que asigna la mínima varianza posible a la componente que se desea estimar, en este caso la señal ciclo-tendencia. Referencias básicas son Burman (1980), Hillmer y Tiao (1982) y Maravall (1987).

¹³ Referencias básicas son Engle (1978) y Harvey (1989).

¹⁴ Es decir, presenta un coste informativo elevado.

¹⁵ Muy recientemente, el INE ha realizado ligeros cambios en el método utilizado para filtrar las series originales. Esta investigación se basa en los filtros usados hasta el primer trimestre de 1996. En todo caso, las conclusiones básicas del trabajo no se ven alteradas por dicha modificación.

partida que la serie observada sigue un modelo tipo líneas aéreas como el siguiente:

$$(1-L)(1-L^{12})X_t = (1-q_1L)(1-q_{12}L^{12})e_t \quad (5)$$

Dada la caracterización de cada una de las componentes es natural asignarles como polinomios autorregresivos los siguientes:

$$\begin{aligned} \Phi_T(L) &= (1-L)^2 \\ \Phi_S(L) &= (1+L+\dots+L^{11}) \end{aligned}$$

$$\Phi_U(L) = 1$$

Tal y como demostraron Hillmer y Tiao (1982), siempre que $|\rho_1| < 1$ y $\rho_{12} > 0$ existen infinitas descomposiciones admisibles del modelo. Si se impone el requisito canónico se obtienen como polinomios media móvil de cada una de las componentes los siguientes¹⁶:

$$\begin{aligned} \Theta_T &= a_0 - a_1L - a_2L^2 \\ \Theta_S &= n_0 + n_1L + n_2L^2 + n_3L^3 + \dots + n_{11}L^{11} \end{aligned}$$

En estas condiciones el estimador con mínimo error cuadrático medio es: donde K es el cociente de varianzas y los parámetros a_1 y a_2 se pueden calcular a partir de ρ_1 y ρ_{12} . Como alternativa¹⁷ al anterior, en la elaboración de la CNTE se

utiliza el siguiente filtro¹⁸:

$$\frac{K^2(1-L)^2(1-L^{12})(1-a_1F-a_2F^2)(1+L+\dots+L^{11})(1+F+\dots+F^{11})}{(1-q_1L)(1-q_1F)(1-q_{12}L^{12})(1-q_{12}F^{12})} X_t$$

¹⁶ Aplicando una descomposición en fracciones parciales.

¹⁷ Cuando ρ_1 o ρ_{12} sean próximos a la unidad el filtro está cerca de la no invertibilidad y por tanto la convergencia es muy lenta.

¹⁸ Para una descripción más detallada de este filtro se puede acudir a INE (1993).

$$\hat{T}_t = V(L) X_t = \frac{K(1 - \mathbf{a}_1^* L - \mathbf{a}_2^* L^2)(1 + L + \dots + L^{11})}{(1 - \mathbf{q}_1 L)(1 - \mathbf{q}_{12} L^{12})} X_t \quad (7)$$

¡Error! Marcador no definido.

donde los coeficientes a_1^* y a_2^* se obtienen imponiendo además del requisito canónico una condición de elevada tangencia en la frecuencia 0 para obviar la descomposición en fracciones parciales. A pesar de que los coeficientes (a_1^*, a_2^*) y (a_1, a_2) no tienen porque ser iguales, en la práctica son muy parecidos.

Como puede verse en los Gráficos 5 y 6, las funciones de potencia¹⁹ de los dos filtros son muy parecidas²⁰. De hecho la función de ganancia del filtro óptimo $H(L,F)$ es de manera aproximada el cuadrado de la función de ganancia del filtro $V(L)$ ²¹.

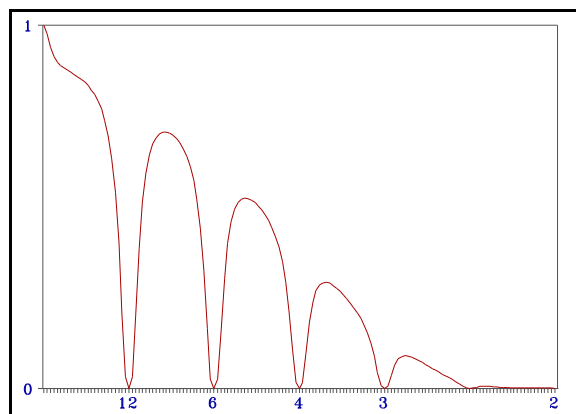


Gráfico 5. Potencia del filtro $H(L,F)$

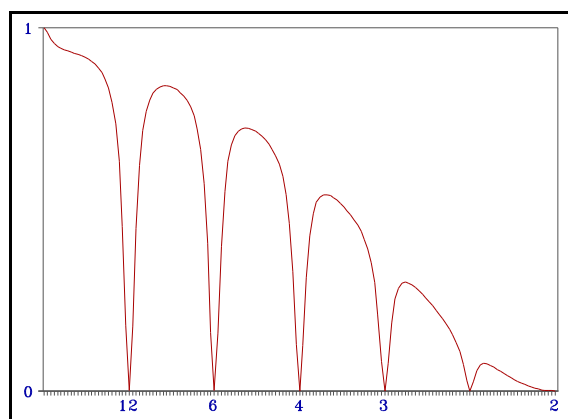


Gráfico 6. Potencia del filtro $V(L)$

Además de la no optimalidad de $V(L)$ en sentido de mínimo error cuadrático medio existen dos diferencias importantes entre estos filtros. De una

¹⁹ La función de potencia de un filtro $P_?(?)=1+?_1L+?_2L^2+...+?_qL^q$ se define como $P_?(?)=|?(e^{i?})|^2=|1+?_1e^{i?}+?_2e^{2i?}+...+?_qe^{iq?}|^2$. En cada frecuencia $?$, el valor de la función $P_?(?)$ es el cociente de las densidades espectrales de la serie filtrada y la serie original; por lo tanto, esta función recoge el efecto que tiene sobre cada frecuencia la aplicación del filtro.

²⁰ En estos gráficos se han utilizado los valores $?_1=-0.2$ y $?_2=0.6$, dado que las series económicas utilizadas por el INE en la elaboración de la CNTE se ajustan aproximadamente a un modelo de líneas aéreas con estos parámetros.

²¹ Si $a_1=a_1^*$ y $a_2=a_2^*$, dado que $H(e^{i?}, e^{-i?})=V(e^{i?})V(e^{-i?})$, entonces $|H(e^{i?}, e^{-i?})|=|V(e^{i?})|^2$.

parte, el filtro óptimo $H(L,F)$ es simétrico y por tanto no introduce desplazamientos de fase en la serie mientras que $V(L)$ utiliza sólo valores pasados de la variable²² tratada. La otra diferencia esencial radica en que el filtro $V(L)$ elimina la información de alta frecuencia en menor medida que el filtro óptimo $H(L,F)$. Por ello, a continuación del filtro $V(L)$ se aplica un filtro autorregresivo de segundo orden diseñado especialmente para eliminar las altas frecuencias²³.

Un filtro autorregresivo de segundo orden depende de tres coeficientes:

$$A(L) = \frac{a_0}{1 + a_1 L + a_2 L^2} \quad (8)$$

y su función de potencia es:

$$P_A(\omega) = \left| \frac{a_0}{1 + a_1 e^{-i\omega} + a_2 e^{-2i\omega}} \right|^2$$

Si se fija como objetivo de este filtro $A(L)$ que elimine las variaciones de las variables de periodicidad superior a un cierto período P_0 y que afecte lo menos posible a las de periodicidad inferior, deben determinarse los coeficientes a_0 , a_1 y a_2 para los que la función de potencia de $A(L)$ se aproxime lo mejor posible a la potencia ideal:

$$P(\omega) = \begin{cases} 0 & \omega \leq \omega_0 \\ 1 & \omega > \omega_0 \end{cases}$$

donde ω_0 es la frecuencia que corresponde al período P_0 escogido como punto de

²² La no optimalidad del filtro $V(L)$ es debida en buena medida a que se trata de un polinomio en L .

²³ Lo que se conoce con el nombre de un filtro de paso bajo.

corte. Un criterio para determinar estos coeficientes consiste en imponer las siguientes restricciones²⁴:

- 1) Que en la frecuencia 0 la potencia sea la unidad.
- 2) Minimizar la potencia en la frecuencia P .
- 3) Que al período p_0 le corresponda potencia $1/2$.

Se puede comprobar que la solución a este problema es equivalente a resolver la ecuación siguiente²⁵:

$$x^4 + (-10 - 2B + 8A)x^3 + (-6 + 16A - 4B)x^2 + (-10 - 2B + 8A)x + 1 = 0$$

donde $A = \cos(2P/p_0)$ y $B = \cos(4P/p_0)$. Una vez resuelta esta ecuación, si x_0 es una solución, se pueden obtener los parámetros a_0 , a_1 y a_2 de la siguiente manera:

$$a_2 = x_0$$

$$a_1 = \frac{-4x_0}{1+x_0}$$

$$a_0 = 1 + a_1 + a_2$$

El filtro conocido con el nombre de LAM se define como la combinación en cascada del filtro $V(L)$ y del filtro $A(L)$.

Si se utiliza el criterio fijado por el INE de seleccionar la información a partir de 20 meses se obtienen como coeficientes:

²⁴ Otra posibilidad es la de utilizar un filtro tipo Butterworth.

²⁵ Ver Suriñach *et al.* (1996).

$$a_0 = 0.0783894565 \quad a_1 = -1.5629169208 \quad a_2 = 0.6413063774$$

En los Gráficos 7 y 8 se reproducen las funciones de potencia para estos valores de los filtros A(L) y LAM²⁶. En ellos puede comprobarse como el resultado de combinar los filtros V(L) y A(L) es un filtro con potencia muy parecida a la de A(L) y que elimina toda la información de periodicidad inferior a la anual y parte importante de la comprendida entre 1 y 2 años, compatible por tanto con el hecho de que las series de la CNTE presenten una variabilidad prácticamente nula en la banda de frecuencias más altas (asociadas al ruido que contiene la serie).

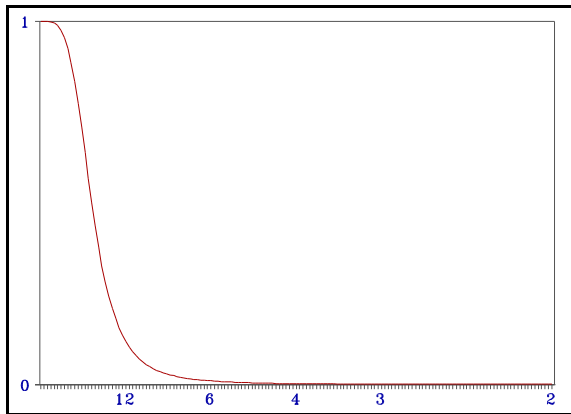


Gráfico 7. Potencia del filtro A(L)

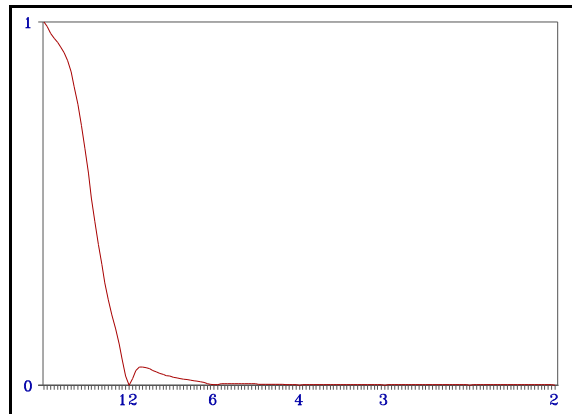


Gráfico 8. Potencia del filtro LAM

De esta comparación se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- 1) El efecto del filtro A(L) domina sobre el efecto del filtro V(L) de manera que aplicar los dos en cascada es casi equivalente a aplicar sólo el filtro autorregresivo A(L). Ello lleva a que el resultado final

²⁶ En el caso del LAM se han utilizado valores de los parámetros $\phi_1 = -0.2$ y $\phi_2 = 0.6$.

de aplicar el filtro $A(L)$ sea en cierta manera incongruente con el objetivo propuesto. El objetivo inicial del filtro $A(L)$ es el de completar el efecto del filtro $V(L)$, pero se pueden obtener resultados casi equivalentes a la aplicación conjunta de los dos filtros aplicando únicamente el autorregresivo $A(L)$.

- 2) Por tanto, a nuestro entender, caben dos posibilidades. La primera consiste en que el efecto del filtro $A(L)$ sea excesivo con lo que debería diseñarse un filtro con un menor efecto suavizador. La otra posibilidad consiste en que efectivamente sea deseable un grado de suavidad de las series como el que se obtiene con el filtro $A(L)$, pero en este caso podría quizás obviarse la aplicación del filtro $V(L)$ debido a la poca trascendencia final que tiene.

4. Consideraciones finales

En esta nota se ha pretendido destacar que las series trimestrales elaboradas por el INE son significativamente más suaves que las series equivalentes de otros países del ámbito de la OCDE, hecho que pone de manifiesto que las series de la CNTE surgen del compromiso entre suavidad e información. Mediante las técnicas del análisis espectral se ha concluido que las series trimestrales del PIB elaboradas por el INE presentan un porcentaje de variabilidad superior a la de otros países en la banda de frecuencias más bajas (oscilaciones superiores a 32 trimestres) y prácticamente nulo en la banda de frecuencias más altas (oscilaciones inferiores a 6 trimestres).

La explicación de este hecho se encuentra en el método utilizado por el

INE en la elaboración de la CNTE para estimar la señal ciclo-tendencia de los indicadores utilizados como referencia, en concreto, el filtro denominado de *Líneas Aéreas Modificado* (LAM). Se ha encontrado que el efecto del filtro LAM es casi equivalente a la aplicación de un filtro autorregresivo de segundo orden de paso bajo, por tanto, se ha concluido que existen, a nuestro entender, dos temas relacionados con la extracción de la señal ciclo-tendencia en la CNTE sobre los que sería preciso abrir un proceso de reflexión entre los analistas de coyuntura de nuestro país. El primero consiste en determinar si el efecto del filtro autorregresivo de segundo orden es excesivo, con lo que debería diseñarse un filtro con menor efecto suavizador. El segundo punto de reflexión estriba en el hecho que en el caso de que se concluya que el grado de suavidad de las series de la CNTE es el idóneo, quizás prodría obviarse la aplicación de la primera etapa del filtro LAM (el filtro $V(L)$) y aplicar un filtro autorregresivo de segundo orden para extraer la señal ciclo-tendencia de los diversos indicadores utilizados para la elaboración de la CNTE.

Por último, con esta nota pretendemos haber contribuido al interesante debate sobre la necesidad de eliminar las fluctuaciones de las series económicas de la CNTE. La duda que se puede plantear un analista de coyuntura económica al estudiar las series de la CNTE es si las series trimestrales contienen toda la información relevante para analizar la evolución de la economía española en el corto plazo. En definitiva, la cuestión ¿son excesivamente suaves las series de la Contabilidad Nacional Trimestral de España? también se puede formular en los siguientes términos ¿son realmente informativas las series de la CNTE de la evolución de la economía española?.

Referencias bibliográficas

¡Error! Marcador no definido.

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

-Box, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970): *Time series analysis. Forecasting and control*, Holden Day, San Francisco.

-Burman, J.P. (1980): "Seasonal adjustment by signal extraction", *Journal of the Royal Statistical Society A*, 143, pp. 321-337.

-Burns, A.M. y Mitchell, W.C. (1946): *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

-Cristóbal, A. y Quilis, E.M. (1995): "Señal de ciclo-tendencia frente al ajuste estacional en la Contabilidad Nacional", *Boletín Trimestral de Coyuntura*, 55, pp. 69-102.

-Engle, R.F. (1978): "Estimating structural models for seasonality", en Zellner, A. (ed.), *Seasonal analysis of economic Time Series*, U.S. Department of Commerce-Bureau of the Census, Washington D.C.

-Espasa, A. y Cancelo, J.R. (eds.) (1993): *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Economía, Madrid.

-Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, John Wiley and Sons, New York.

-Harvey, A.C. (1989): *Forecasting structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

-Hillmer, S.C. y Tiao, G.C. (1982): "An Arima-model based approach to seasonal adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, 77, pp. 63-70.

-Instituto Nacional de Estadística (1993): *Contabilidad Nacional Trimestral de España. Metodología y serie trimestral 1970-1992*. Madrid.

-Maravall, A. (1987): "Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia", *Estadística Española*, 114, pp. 11-106.

-Melis, F. (1989): "Sobre la hipótesis de componentes y la extracción de la señal de coyuntura sin previa desestacionalización", *Revista Española de Economía, Segunda Época*, 6, pp. 133-166.

-Priestley, M.B. (1981): *Spectral analysis and time series*, Academic Press, New York.

-Suriñach, J.; Pons, E. y Pons, J. (1996): *Comptabilitat econòmica de Catalunya i mètodes de trimestralització*, Institut d'Estadística de Catalunya, Barcelona.

Anexo I. Densidades espectrales estimadas²⁷

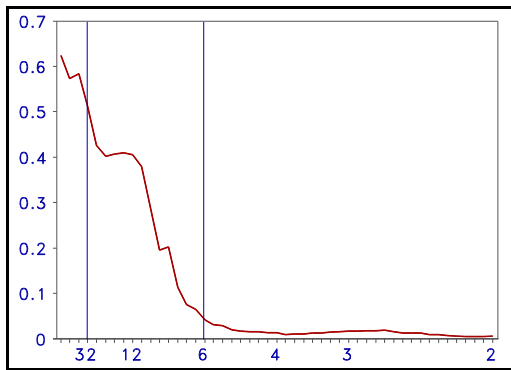


Gráfico 1.1. Espectro de la OCDE

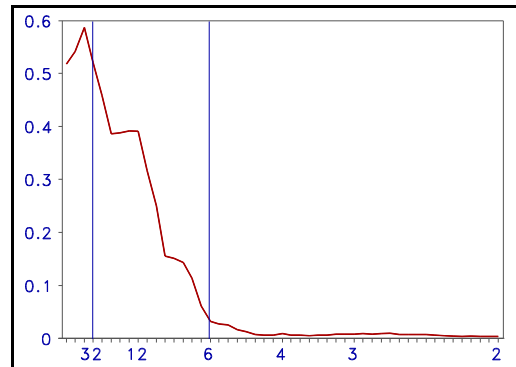


Gráfico 1.2. Espectro de Europa

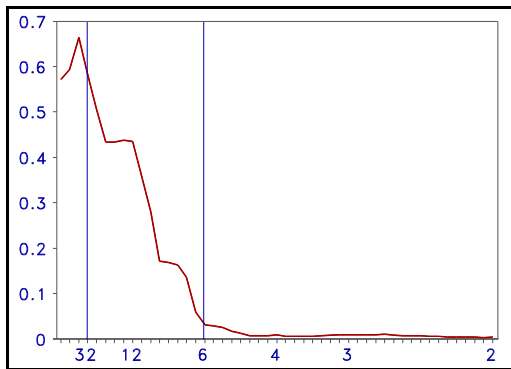


Gráfico 1.3. Espectro Unión Europea

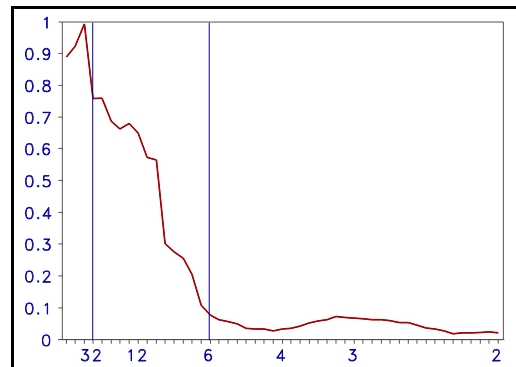


Gráfico 1.4. Espectro de Alemania

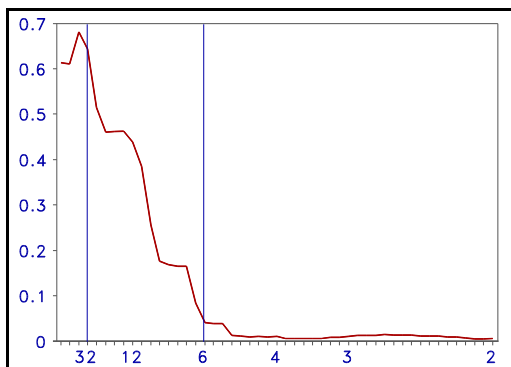


Gráfico 1.5. Espectro de Francia

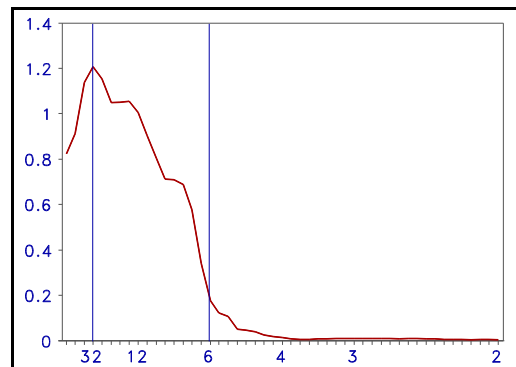


Gráfico 1.6. Espectro de Italia

²⁷ Estimación de la densidad espectral de las series trimestrales de tasas de crecimiento interanual del PIB de diferentes países para el período 1971-1994. Las líneas verticales, que se trazan en 6 y 32 trimestres, dividen cada una de las gráficas en los subintervalos que se corresponden a los conceptos de tendencia, ciclo y ruido.

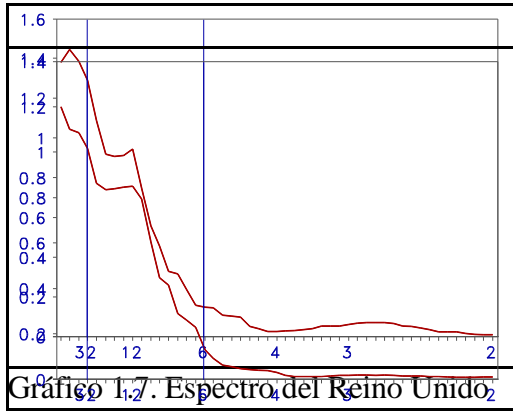


Gráfico 1.7. Espectro del Reino Unido

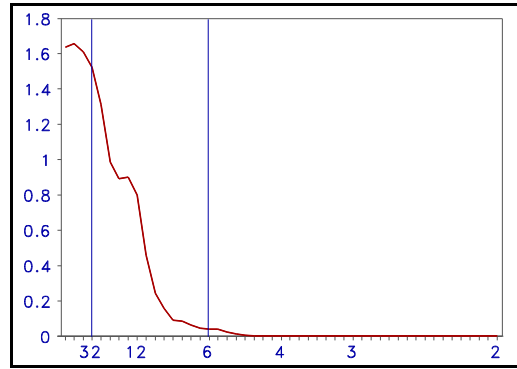


Gráfico 1.8. Espectro de España

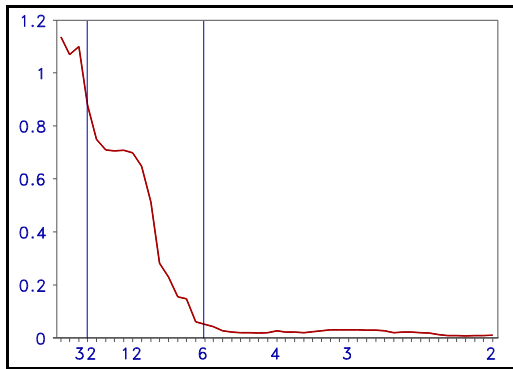


Gráfico 1.11. Espectro de Japón

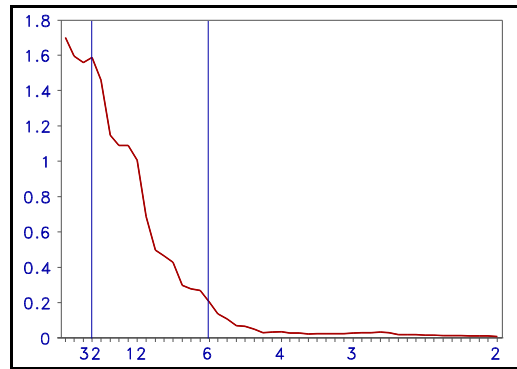


Gráfico 1.10. Espectro de Canadá

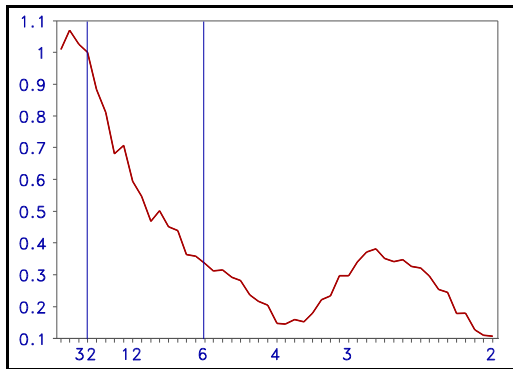


Gráfico 1.13. Espectro de Noruega

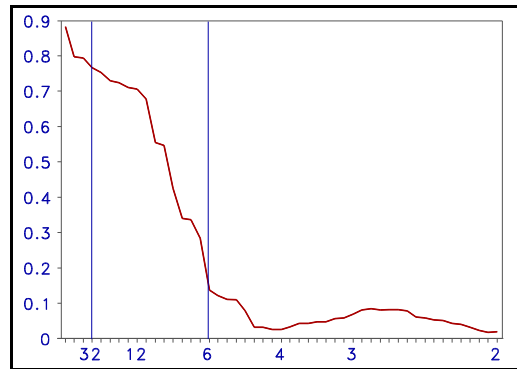


Gráfico 1.12. Espectro de Australia

¡Error! Marcador no definido.

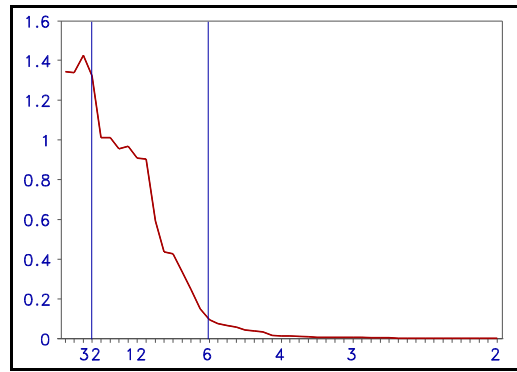


Gráfico 1.14. Espectro de Suiza