

**LOS INDICADORES DE CLIMA INDUSTRIAL
REGIONALES COMO INSTRUMENTO PARA EL
ANÁLISIS ESPACIAL DEL CICLO EN LA
INDUSTRIA: METODOLOGÍA Y RESULTADOS(*)**

**GERVASIO CORDERO
ÁNGELES GAYOSO
ANA PAVÓN
ESPERANZA RODRÍGUEZ(**)**

SGPR-96002

Marzo 1996

(*) Una versión provisional de este trabajo fue presentada en el Foro de Economía y Política Regional celebrado en Valladolid en octubre de 1995. La versión definitiva se presentó en las II Jornadas de Estadística y Coyuntura Regional celebradas en Santiago de Compostela los días 2 y 3 de febrero de 1996.

(**) Los autores agradecen a Alfredo Cristóbal y Enrique M. Quilis sus múltiples comentarios y sugerencias que han contribuido a mejorar este trabajo.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Planificación no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con los que no tiene que coincidir, necesariamente, la Dirección General de Planificación. La Dirección General de Planificación considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

RESUMEN

La consideración de la dimensión espacial en el estudio del ciclo constituye un ámbito de especial interés en el caso de una economía, como la española, en la cuál esta cuestión cobra una especial relevancia. Desde la perspectiva del análisis de coyuntura y de la previsión a corto plazo a nivel regional resulta crucial la disponibilidad de indicadores que permitan, dada la estrecha vinculación entre el ciclo industrial y el ciclo general, el seguimiento del comportamiento del sector industrial. Sin embargo, en nuestro país hay un considerable déficit de este tipo de indicadores. No existe un Índice de Producción Industrial a nivel regional y, aunque algunas Comunidades Autónomas han elaborado sus propios IPIs, al estar contruídos a partir de bases metodológicas no homogéneas no pueden utilizarse para ejercicios comparativos. Por ello, los indicadores disponibles a nivel regional elaborados a partir de una base metodológica común se circunscriben, fundamentalmente, a los que resultan de la explotación por CCAA de la Encuesta de Opiniones Empresariales elaborada por el Ministerio de Industria y Energía.

Recientemente, los servicios de dicho departamento han construido un indicador sintético (Indicador de Clima Industrial) a nivel nacional a partir de los resultados de dicha encuesta. Dada la relevancia que un indicador cualitativo de estas características ofrece para paliar las insuficiencias indicadas, en este trabajo se expone la metodología seguida para construir los ICIs correspondientes a las diferentes CCAA españolas y los resultados obtenidos. En el trabajo se hace especial hincapié en los aspectos metodológicos toda vez que la metodología aplicada por el MINER a nivel nacional no puede ser aplicada miméticamente dado el fuerte componente irregular que presentan las series originales de la Encuesta de Opiniones a nivel de Comunidad Autónoma. Asimismo, se comparan los resultados obtenidos a partir de estos indicadores cualitativos con los que ofrecen los indicadores cuantitativos directos o indirectos disponibles, en los casos en que existen, para cada Comunidad Autónoma.

INDICE

	<u>Páginas</u>
1. INTRODUCCION.....	1
2. LA CONSTRUCCION DE LOS ICIs REGIONALES: METODOLOGIA Y RESULTADOS	5
2.1. METODOLOGIA.....	5
2.2. RESULTADOS	21
3. ICIs REGIONALES E INDICADORES CUANTITATIVOS DE LA EVOLUCION INDUSTRIAL.....	39
4. APENDICE: SERIES DE INDICADORES DE CLIMA INDUSTRIAL DE LAS CC.AA.....	53
NOTAS	57
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.....	61

1. INTRODUCCION

La consideración de la dimensión espacial en el estudio del ciclo económico constituye un ámbito de preocupación relativamente novedosa en la larga historia del análisis teórico sobre las fluctuaciones cíclicas y de los métodos de identificación, medición y previsión de las mismas. De hecho, después de la contribución de Richardson (1975), con su modelo simple de determinación de rentas regionales, las principales aportaciones se desarrollan en los años ochenta y primeros de los noventa, pudiendo destacarse al respecto, entre otros, los trabajos de Formby, Norrbin y Sakano "La sincronización del ciclo de negocios en los países de la Europa Comunitaria" (1990), Starck. "Un modelo de cadena causal en la transmisión de las fluctuaciones macroeconómicas" (1988), y Zarnowitz "Los ciclos de negocios en una perspectiva histórica" (1985).

Esos trabajos, entre otros, han contribuido a abrir posibilidades de avance en los siguientes campos:

- La comparación entre las fluctuaciones económicas de diferentes espacios geográficos a lo largo del tiempo.
- El análisis del ciclo general como resultado de la interrelación entre los ciclos individuales de diferentes espacios geográficos o regiones.
- El análisis de la sensibilidad cíclica de determinada región o área territorial respecto a los impulsos transmitidos por el resto del mundo y/o por la nación en la que se inserta dicha región.

Parece obvio que el aprovechamiento de estas posibilidades reviste un especial interés práctico en el caso de una economía, como la española, en la cuál la dimensión espacial de los problemas económicos cobra una especial relevancia no sólo económica sino también política. Asimismo, en el modelo institucional español, las administraciones de las Comunidades Autónomas, dado su importante peso inversor, que aún habrá de incrementarse en el futuro, son unos agentes económicos de especial importancia, cuyas decisiones repercuten sobre el comportamiento no sólo de sus propias economías sino también sobre las de los restantes CC.AA. y, por lo tanto, sobre el conjunto de la española.

Por ello, el aprovechamiento de las mencionadas posibilidades podría facilitar la toma más acertada de decisiones en materia de política económica

por parte tanto de las autoridades responsables de las distintas Comunidades Autónomas, como de la propia Administración Central.

Así por ejemplo, entre otras cuestiones de interés, un conocimiento riguroso de la evolución cíclica de la actividad económica en las diferentes Comunidades Autónomas y su comparación con el ciclo global de la economía española permitiría detectar con precisión si hay y, en ese caso, cuáles son, las Comunidades Autónomas que desempeñan un papel cíclico adelantado en relación con el ciclo global de la economía española, y cuáles son aquéllas en las que su ciclo viene básicamente influido por éste último. Una vez determinadas las pautas básicas del comportamiento de unas y otras con respecto al ciclo global de la economía española e internacional se podría:

- Disponer de una evidencia a partir de la cual se pueden hacer análisis sobre los orígenes y transmisión del ciclo, detectando cuáles son las características estructurales de las Comunidades Autónomas que siguen una pauta cíclica determinada, y cuáles son las interrelaciones entre ellas.
- Disponer de una información que facilite el realizar mejores conjeturas y previsiones sobre la evolución futura de la actividad a nivel estatal así como comprobar la validez de las que se han realizado con anterioridad (el comportamiento de las economías regionales que anticipan el ciclo global podría suministrar una base de las previsiones sobre la evolución futura y el de las restantes permitiría confirmar o rechazar las predicciones realizadas).
- Contrastar y completar los análisis realizados a través de indicadores sectoriales de carácter global, introduciendo la dimensión de la distribución geográfica del crecimiento en los análisis del conjunto de la economía española.

Sin embargo, el posible avance en esos campos encuentra considerables dificultades. En efecto, el conocimiento riguroso de la evolución cíclica de la economía de las regiones españolas no resulta fácil en la práctica dada la existencia de importantes "lagunas" en cuanto a la información e indicadores estadísticos disponibles para el seguimiento de la coyuntura económica a nivel regional (Cordero, 1995).

Una de las "lagunas" más relevantes, dada la estrecha vinculación existente entre el ciclo industrial y el ciclo general, es la inexistencia de un

Índice de Producción Industrial con desglose regional, toda vez que el IPI que elabora el Instituto Nacional de Estadística, incluso después del nuevo IPI de base 1992, no proporciona información desagregada espacialmente. Esa carencia sólo se ve parcialmente paliada por el hecho de que los servicios estadísticos de algunas Comunidades Autónomas han elaborado sus propios IPIs y/o IAIs (Índices de Actividad Industrial). De hecho, es reducido el número de CC.AA. que han elaborado este tipo de índices y, además, al estar contruidos sobre bases metodológicas no homogéneas, hacen difícil cualquier ejercicio comparativo.

Así las cosas, desde la perspectiva de los análisis de coyuntura y la previsión económica a corto plazo, el seguimiento del comportamiento del sector industrial en la mayor parte de las regiones españolas sólo puede hacerse a través de indicadores indirectos, (entre otros, aunque de forma destacada, el de Consumo de Energía Eléctrica para Usos Industriales) o a través de indicadores de tipo cualitativo como son los que se derivan de la Encuesta de Opiniones Empresariales que realiza el Ministerio de Industria y Energía (Aranda, González y Petitbó, 1994). En el caso de algunas Comunidades Autónomas ni siquiera se dispone de un indicador como el Consumo de Energía Eléctrica para Usos Industriales, por lo cuál los resultados de la Encuesta de Opiniones se convierten prácticamente en los únicos indicadores relevantes susceptibles de utilización.

La Encuesta de Opiniones Empresariales respecto a variables como Cartera de Pedidos, Nivel de Stocks de Productos terminados y Tendencia de la Producción permite una explotación de sus resultados a nivel regional y, por lo tanto, viene a paliar, en alguna medida, la insuficiencia de indicadores directos de tipo cuantitativo útiles para analizar el comportamiento del sector industrial. No obstante, las series históricas obtenidas para esos indicadores presentan, tanto por problemas muestrales como también por otros factores que se derivan de la propia naturaleza cualitativa de la encuesta, problemas de fuerte irregularidad en el caso de un número significativo de CC.AA.. Es de esperar, sin embargo, que, con el paso de tiempo, la aplicación de las mejoras metodológicas introducidas en los últimos años permita un incremento paulatino de la calidad de esas series.

La última de las novedades en relación a la utilización de los resultados de la encuesta de Opiniones Empresariales del Ministerio de Industria es la elaboración del denominado Indicador del Clima Industrial (ICI). El ICI elaborado por el Ministerio de Industria a partir de la metodología establecida por la Comisión de la CE (Dirección General de Asuntos Económicos y

Sociales (1991), es un indicador sintético construido a partir de las opiniones sobre Cartera de Pedidos, Nivel de Stocks de Productos Terminados y Tendencia de la Producción y permite disponer de una visión más global del clima de confianza y perspectivas empresariales. Las series obtenidas muestran que la evolución del ICI elaborado por el Ministerio de Industria para el conjunto de la industria española presenta una elevada correspondencia con la de las variables agregadas representativas de la actividad industrial y constituye, por lo tanto, una buena aproximación del comportamiento cíclico de este sector. Dada la ya mencionada insuficiencia de indicadores disponibles para el seguimiento de la coyuntura de la industria a nivel regional, parece indudable el interés de elaborar este nuevo indicador para cada una de las Comunidades Autónomas españolas.

2. LA CONSTRUCCION DE LOS ICIs REGIONALES: METODOLOGIA Y RESULTADOS

2.1 Metodología

En lo fundamental, la metodología utilizada para la construcción del ICI a nivel de Comunidad Autónoma, al igual que la aplicada por el Ministerio de Industria a nivel nacional, sigue la propuesta por la Comisión de la CE. No obstante, debido a problemas que, como veremos, se derivan del notable componente irregular que presentan las series empleadas a nivel regional, resulta imprescindible introducir algunas variaciones.

En el método seguido por el Ministerio de Industria para construir la serie nacional, el primer paso consiste en desestacionalizar la serie de la tendencia de la producción puesto que esta serie, a pesar del cambio metodológico realizado en 1987, todavía presenta una relativa estacionalidad. La desestacionalización se hace con el X11ARIMA (Dagum, E.B. 1988). A continuación, dado que las otras dos series que forman el ICI (nivel de stocks de productos terminados y nivel de cartera de pedidos) no presentan componente estacional, se construye el indicador como media aritmética de estas tres series. No obstante, como el indicador así obtenido (serie de nivel) no recoge de forma nítida la evolución cíclica de la serie al presentar un elevado componente irregular, para representar rigurosamente dicha evolución es necesario eliminar dicho componente suavizando la serie. El método utilizado por el Ministerio de Industria, adecuado y de fácil aplicación (se puede generar en una hoja de cálculo), consiste en tratar la serie con un filtro autorregresivo de orden 2, (AR2). De esta forma, se llega a disponer a nivel nacional de una serie de nivel y de una serie de nivel suavizada.

Hay que recordar, en cualquier caso, que lo que realmente interesa en el análisis coyuntural es el componente cíclico o más bien, dada la complejidad de distinguir entre este componente y el de tendencia, el componente denominado de ciclo-tendencia. En el caso que nos ocupa, este componente de ciclo-tendencia vendrá aproximado por la segunda de las series indicadas. Es decir, la serie de nivel suavizada.

En la construcción de los ICIs regionales no se puede, sin embargo, utilizar exactamente el mismo procedimiento ya que el fuerte componente irregular que presenta la serie de tendencia de la producción en todas y cada

una de las CC.AA., impide desestacionalizar la misma mediante el filtro correspondiente del X11ARIMA.

Ante la imposibilidad de un planteamiento mimético con el llevado a cabo a nivel nacional, y teniendo en cuenta, como se ha indicado, que lo relevante para el análisis coyuntural es el poder disponer de la serie de nivel suavizada, se ensayó, en primer lugar, un método alternativo que permitiera obtener directamente esta serie sin pasar previamente por el cálculo de la serie original de nivel. Para ello, se construyó un indicador como media aritmética de las tres series, sin desestacionalizar previamente la tendencia de la producción y, a continuación, se suavizó la serie resultante con el mismo filtro AR(2) que se utiliza a nivel nacional.

El método ensayado parecía, en principio, adecuado, toda vez que, como se puede comprobar observando el gráfico 1, las series suavizadas del ICI nacional resultantes de utilizar uno u otro método son prácticamente iguales e, incluso, la construida con el último de ellos recoge mejor el giro registrado en el año 1992 por la actividad industrial. Este similar comportamiento se debe a que, utilizando el segundo método, aunque no se elimina por completo la estacionalidad de la serie resultante, el ratio ciclo/estacionalidad es lo suficientemente elevado como para que la estacionalidad residual no afecte de una forma significativa al comportamiento cíclico de la serie.

Este resultado es de fácil comprensión si se analiza la serie desde el dominio de la frecuencia (ver Nota 1), porque la extracción de señal desde la óptica frecuencial permite una interpretación sencilla de los efectos de los diferentes filtros sobre las series y, por lo tanto, permite establecer una fácil comparación de la bondad de los mismos desde la perspectiva tanto de medir el riesgo de falsas señales, como de tener en cuenta el coste informativo asociado con cada uno de ellos. (El diseño de filtros adecuados para la extracción de señal trata de conjugar, de una forma adecuada, el objetivo de minimizar el peligro de falsas señales con el de minimizar, asimismo, el coste informativo o sea el número de predicciones necesarias para estimar dicha señal).

Así, si se tiene en cuenta la función de ganancia y de desfase de los filtros utilizados en uno y otro procedimiento (gráficos 2 y 3) se observa que si,

GRAFICO 1

ESPAÑA: INDICADOR DE CLIMA INDUSTRIAL SUAVIZADO

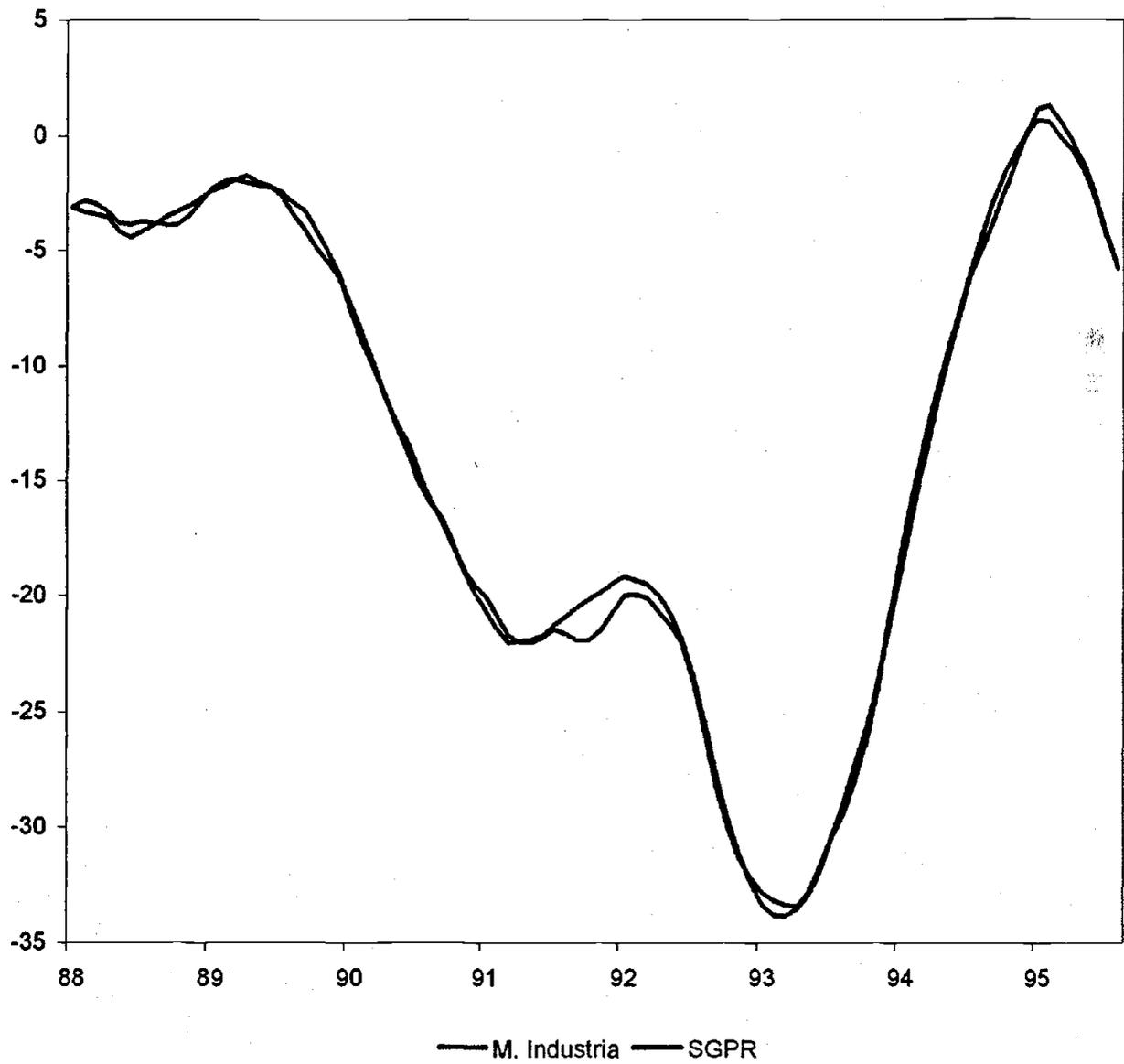


GRAFICO 2
FILTRO DEFIN.DESESTACIONALIZADOR X11
Función de Ganancia

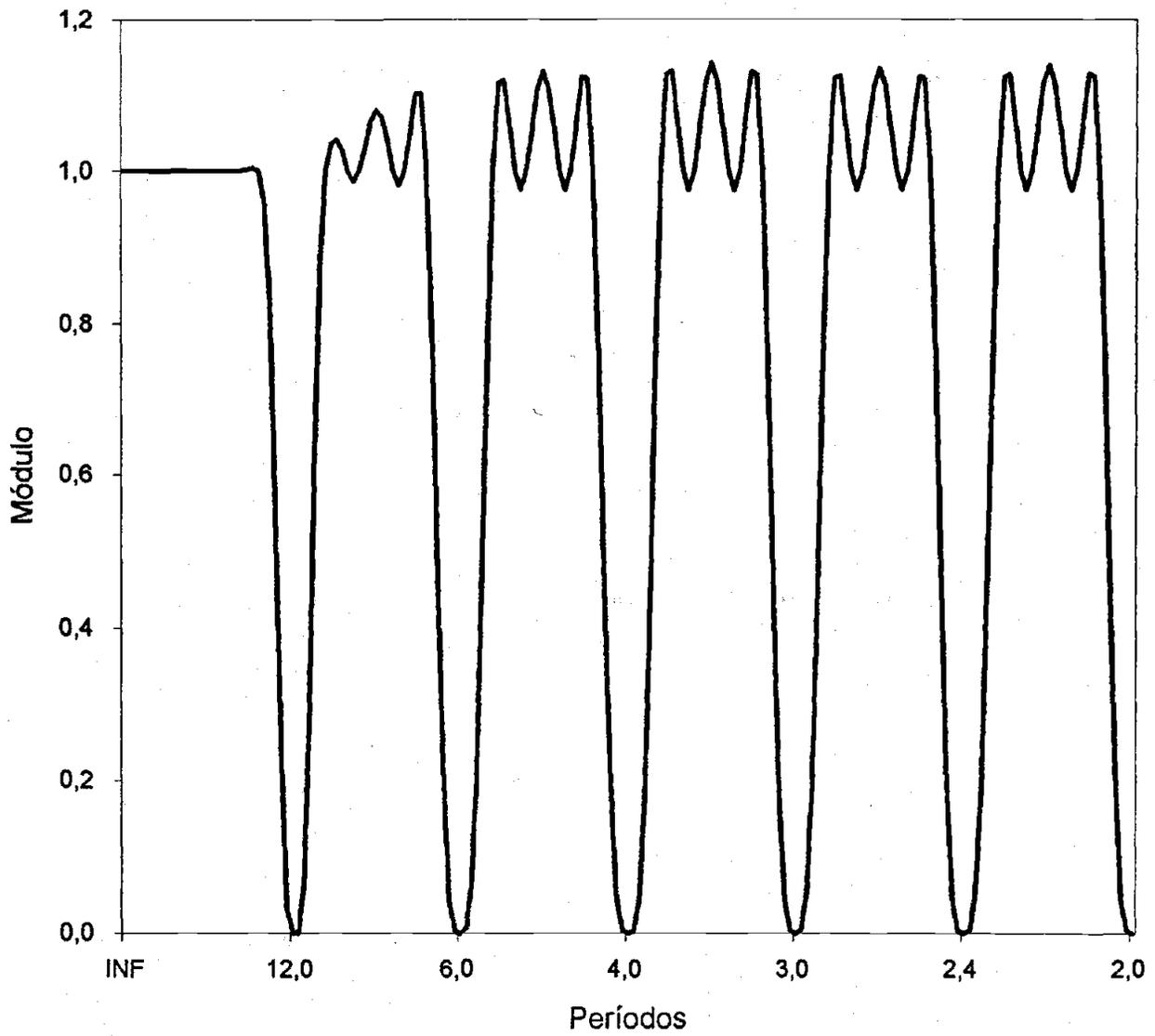
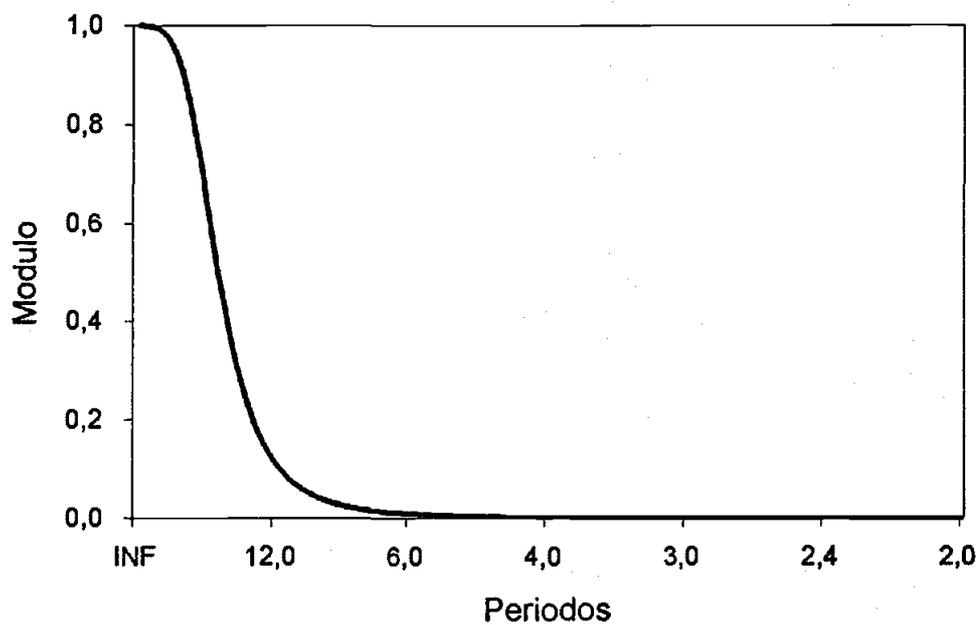
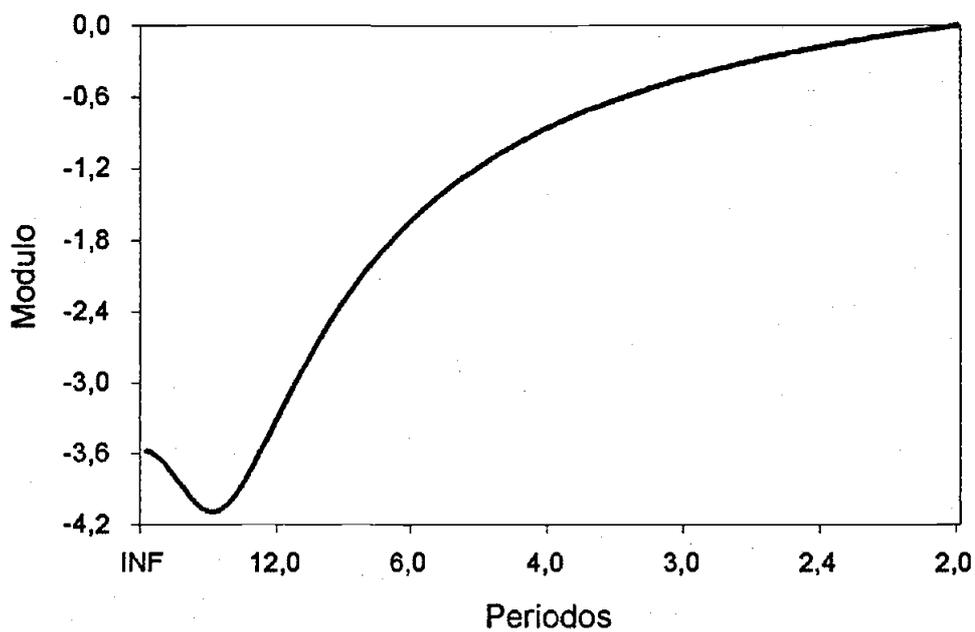


GRAFICO 3
AUTOREGRESIVO DE ORDEN 2: AR2(20)
Función de Ganancia



Función de Desfase



como sucede en el primer método para desestacionalizar la serie de tendencia de la producción se usa el X11ARIMA, el filtro utilizado para la estimación del componente estacional-irregular por este programa es un filtro de paso alto $1-MM(12)*MM(2)$ (ver Nota 2). Este filtro, como se puede observar en el gráfico correspondiente (gráfico 2), atenúa las bajas frecuencias, pero, además permite el paso de oscilaciones en 8 meses, 4.8 meses, 3.4 meses, 2.7 meses y 2.2 meses. De esta forma, la serie filtrada tendrá un importante componente irregular. Por lo tanto, una vez que se construya la serie de clima industrial habrá que someterla a un alisado para eliminar dicho componente, (en este caso se utiliza para suavizar un autorregresivo de orden 2).

En el nuevo procedimiento ensayado se construye primero la media aritmética de las tres series (téngase presente que la serie obtenida no es realmente el ICI) y a continuación se filtra la serie resultante con el filtro AR(2) (ver Nota 3). Como se puede observar en el gráfico 3, en el que se representa la función de ganancia y el desfase, este filtro elimina el componente irregular y, además, cumple también la función de extracción del ciclo tendencia, porque para períodos elevados tiene potencia próxima a la unidad. No obstante, este filtro no elimina del todo el componente estacional, porque tiene potencia en el armónico 12, aunque esta sea muy pequeña (este filtro posee una ganancia de 0.998 para 90 meses, 0.994 para 72 meses, 0.988 para 60 meses, 0.5 para 20 meses y 0.118 para 12 meses).

Resumiendo, cuando se realiza la construcción del ICI según el método propuesto por la Comisión y utilizado por el Ministerio de Industria y Energía para construir el indicador nacional, se está utilizando el primer procedimiento apuntado, es decir se calcula primero la serie desestacionalizada para la tendencia de la producción mediante el X11ARIMA, cuyo filtro desestacionalizador es el del gráfico 2. Por lo tanto la serie resultante de sintetizar los tres indicadores, nivel de stocks, nivel de cartera y tendencia de la producción carecerá de estacionalidad pero tendrá un elevado componente irregular. Como consecuencia para dejar la serie de ciclo tendencia, que es la que nos interesa en el análisis coyuntural, se procede a suavizar dicha serie con un filtro adecuado, en este caso un AR(2) que, como se ha visto, es apropiado ya que tiene potencia prácticamente nula en las altas frecuencias.

Por su parte, en el segundo procedimiento, que es el inicialmente ensayado para construir las series de ICI regionales, al no ser posible

proceder a la desestacionalización de la serie de tendencia de la producción en las diversas Comunidades Autónomas, se construye la serie sintética sin realizar previamente la desestacionalización. No obstante, por todo lo ya apuntado, al pasar esta serie por el filtro suavizador AR(2) se atenúa mucho la estacionalidad además de eliminar el componente irregular.

CUADRO 1
POTENCIA DE LA BANDA CICLICA

	ANDALUCIA	ARAGON	ASTURIAS	BALEARES	CANARIAS	CANTABRIA	C.Y LEON	C.MANCHA	CATALUÑA
RATIO (1)	5.81	61.67	2.01	7.91	5.88	9.40	20.72	148.70	90.22
RATIO (2)	11.74	156.83	2.83	20.72	7.72	12.17	47.32	347.31	165.47
F	4.43	1.20	4.55	2.64	0.46	1.51	0.41	0.55	0.84

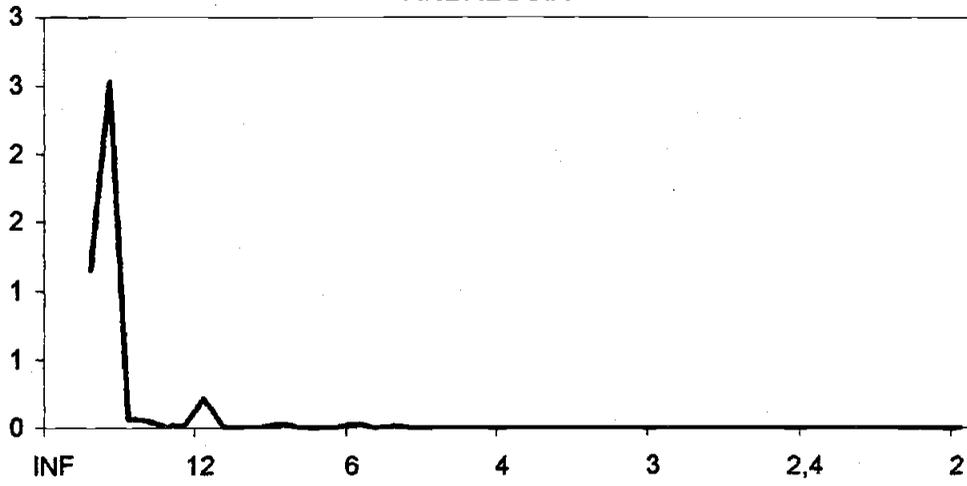
	C.VALENCIANA	EXTREMADURA	GALICIA	MADRID	MURCIA	NAVARRA	PAIS VASCO	LA RIOJA
RATIO (1)	193.37	38.87	160.30	14.51	8.13	40.85	610.99	3.40
RATIO (2)	318.08	95.95	262.46	26.65	15.80	75.79	1249.62	8.47
F	0.07	2.19	0.16	0.51	2.52	1.24	0.43	8.20

(1) Potencia Media Ciclo (2) Potencia Máxima Ciclo F : Valor del Estadístico del test
Potencia armónico principal estacional Potencia armónico principal estacional ANOVA para contraste de
Estacionalidad

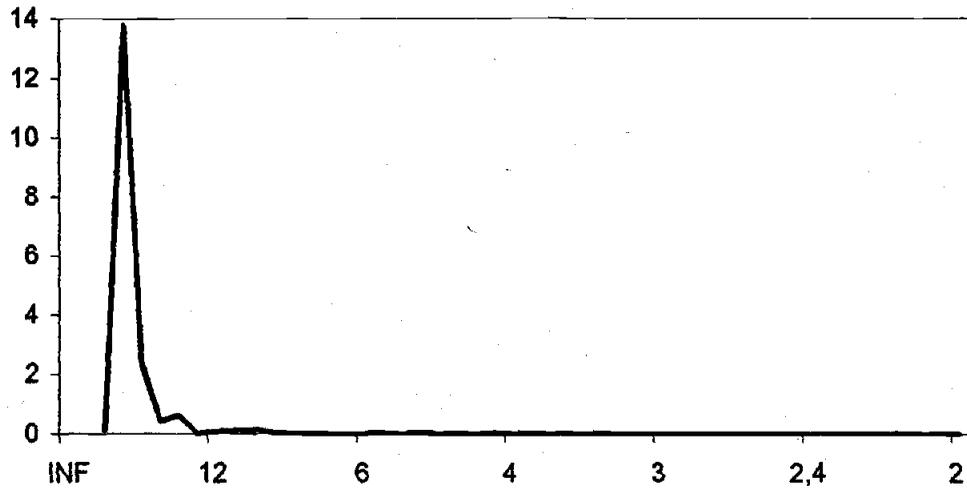
El cuadro nº 1 recoge el ratio ciclo/estacionalidad y la correspondiente F del test de estacionalidad del X11ARIMA (cuyo valor crítico al 1 por mil es 3), En el mismo se puede observar como en las series de índice de clima industrial elaboradas mediante este procedimiento para las diferentes Comunidades Autónomas, el peso del componente de ciclo tendencia respecto al estacional es en todos los casos bastante elevado. En efecto, en el caso de todas las Comunidades Autónomas, la serie filtrada posee un componente estacional pequeño respecto al de ciclo tendencia, que es el que interesa en el análisis coyuntural. No obstante, las series de ICIs obtenidas para **Andalucía**, **Asturias** y **La Rioja** no llegan a pasar el correspondiente test de estacionalidad (al presentar valores del estadístico F de 4.4, 4.5 y 8.2 respectivamente), y las obtenidas para **Baleares** y **Murcia** presentan un estadístico F que, aun siendo válido, es, sin embargo, muy próximo al valor crítico.

Los gráficos 4 a 9 recogen los periodogramas (ver Nota 4) de las series suavizadas del ICI de las diferentes CC.AA. construidas con este método.

GRAFICO 4
 Periodogramas del ICI Regional
 Ciclos de período inferior a 32 meses
 ANDALUCIA



ARAGON



ASTURIAS

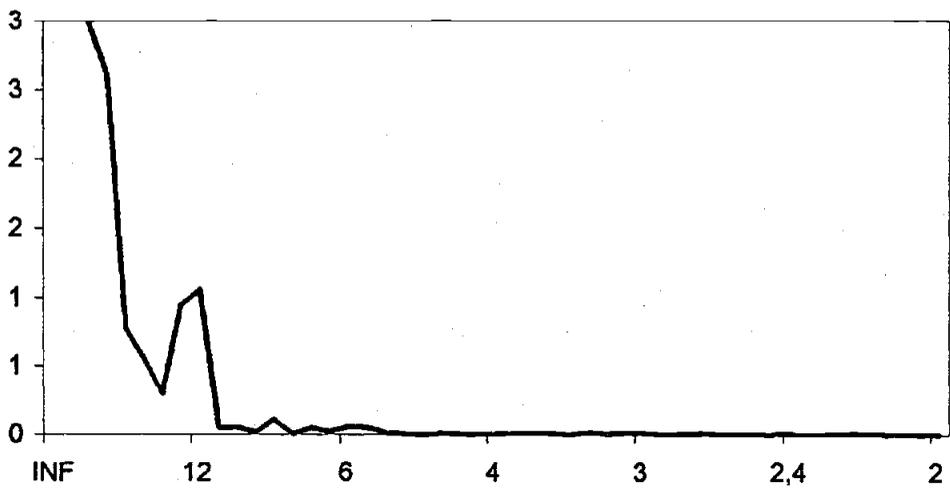
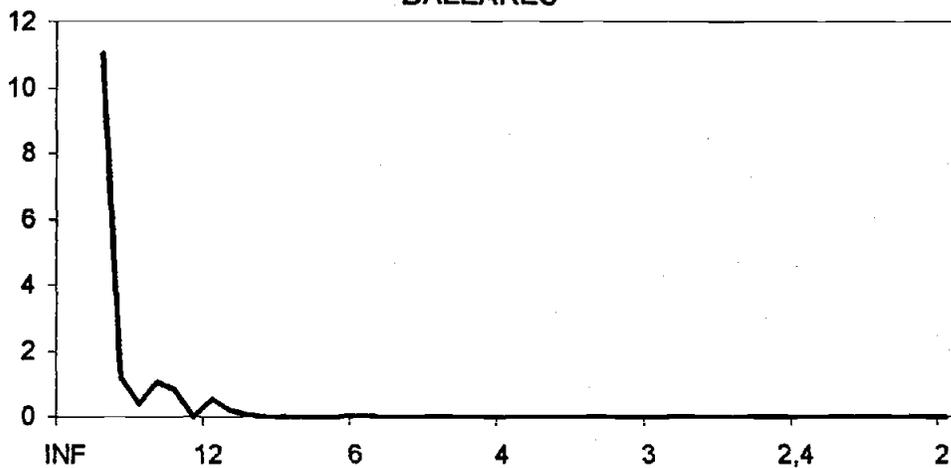
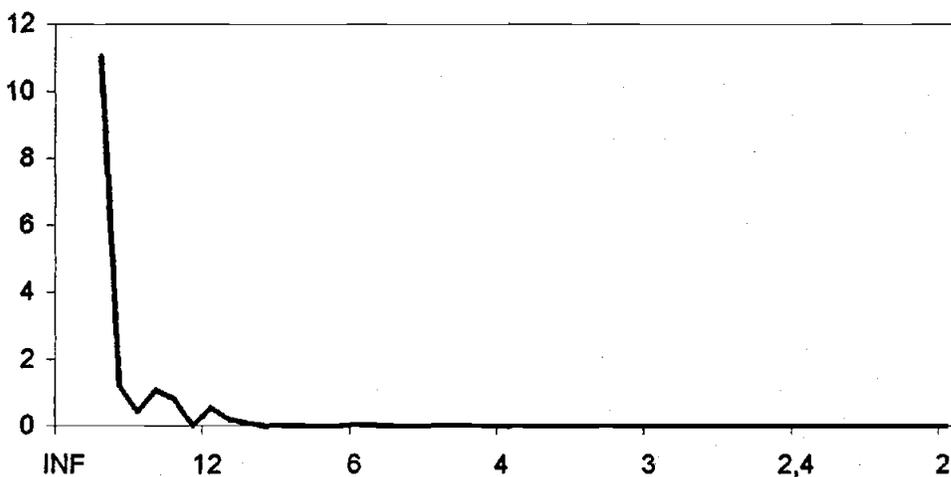


GRAFICO 5
Periodogramas del ICI Regional
Ciclos de período inferior a 32 meses
BALEARES



CANARIAS



CANTABRIA

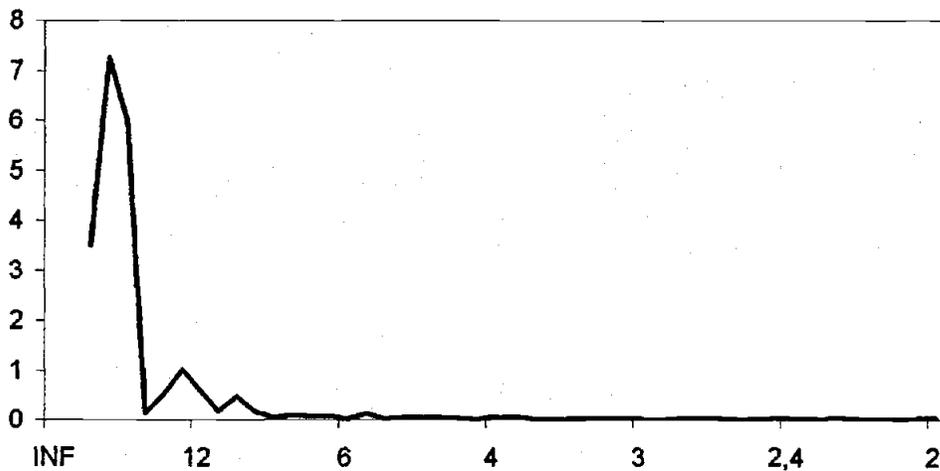
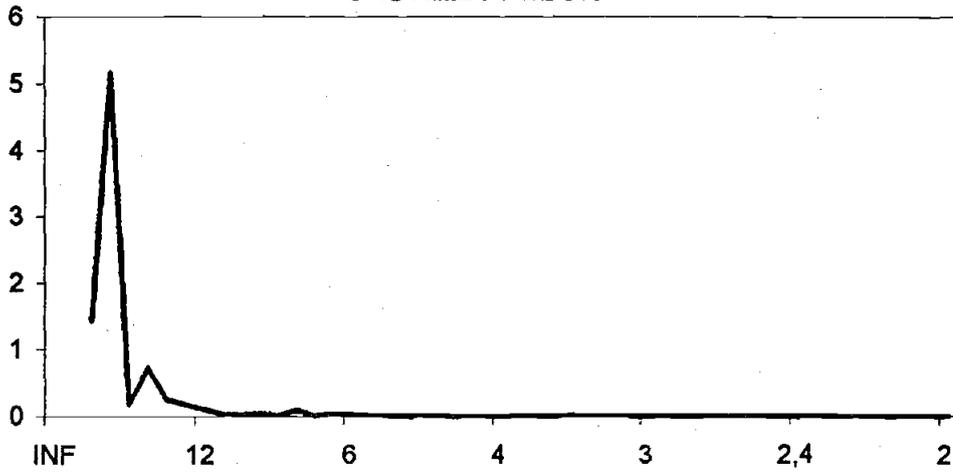
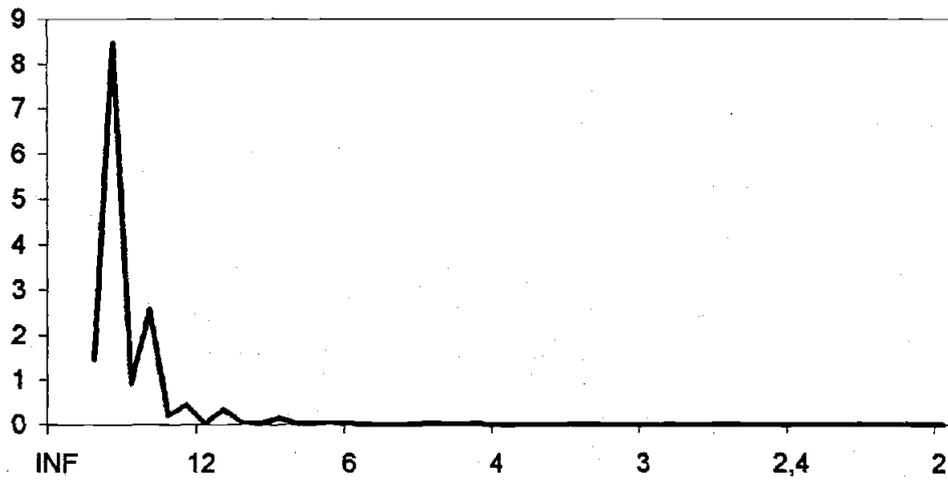


GRAFICO 6
Periodogramas del ICI Regional
Ciclos de periodo inferior a 32 meses
CASTILLA Y LEON



CASTILLA LA MANCHA



CATALUÑA

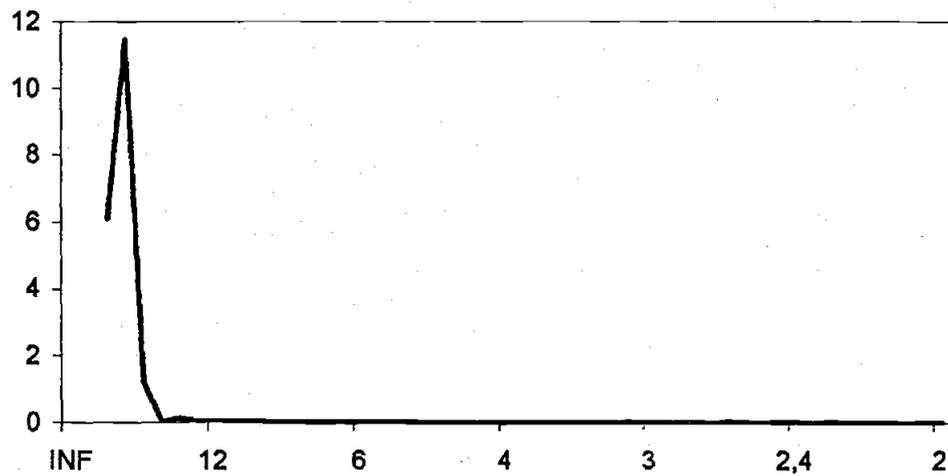
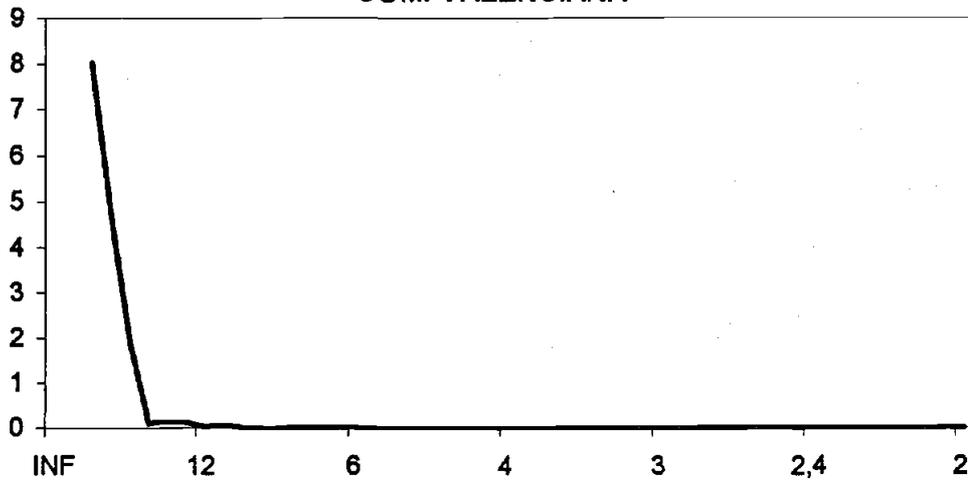
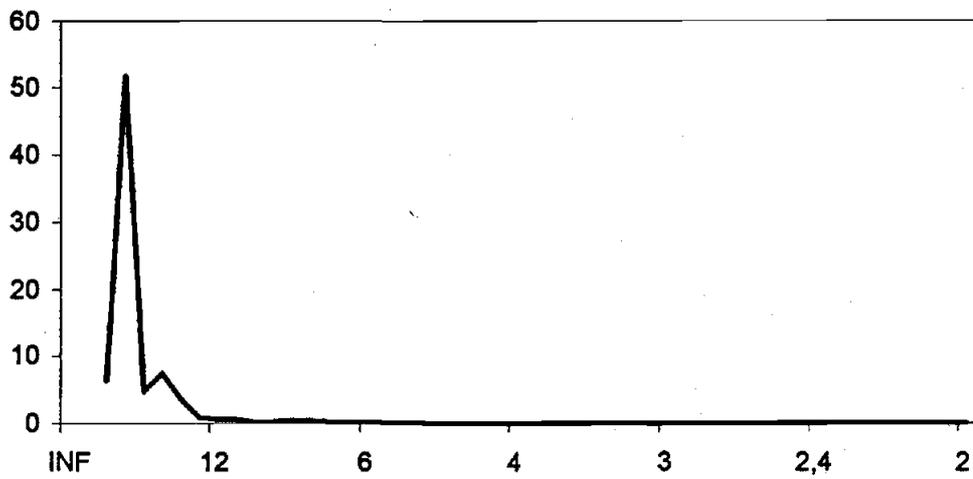


GRAFICO 7
Periodogramas del ICI Regional
Ciclos de período inferior a 32 meses
COM. VALENCIANA



EXTREMADURA



GALICIA

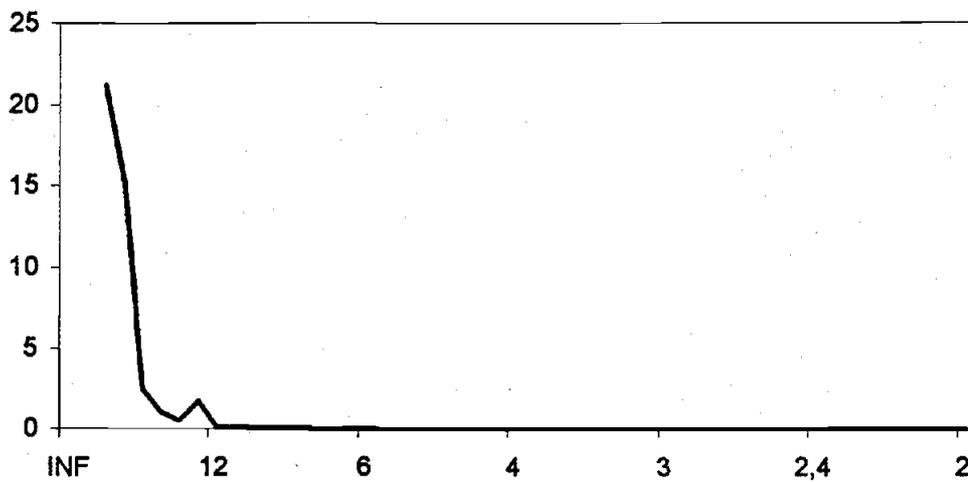
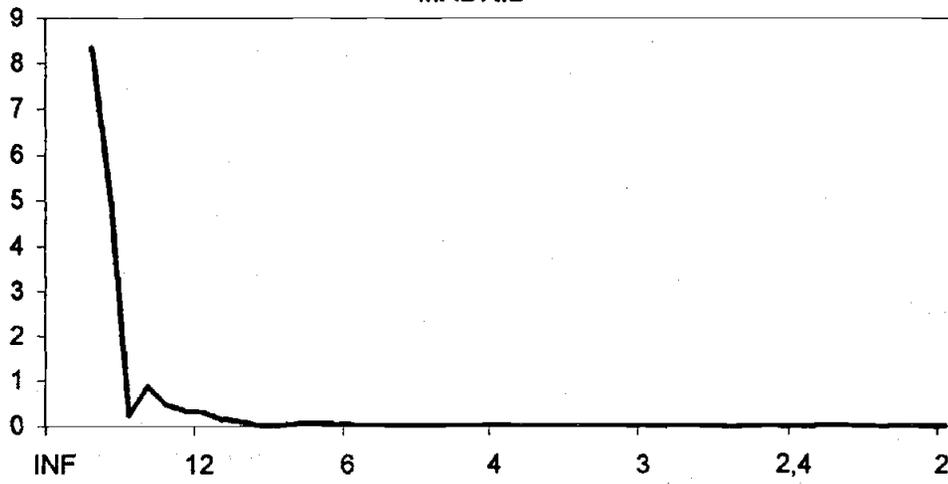
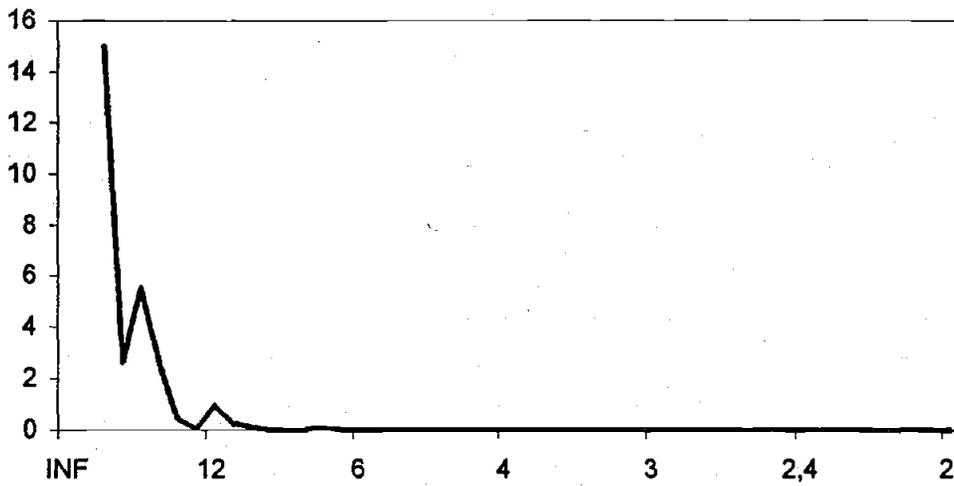


GRAFICO 8
Periodogramas del ICI Regional
Ciclos de período inferior a 32 meses
MADRID



MURCIA



NAVARRA

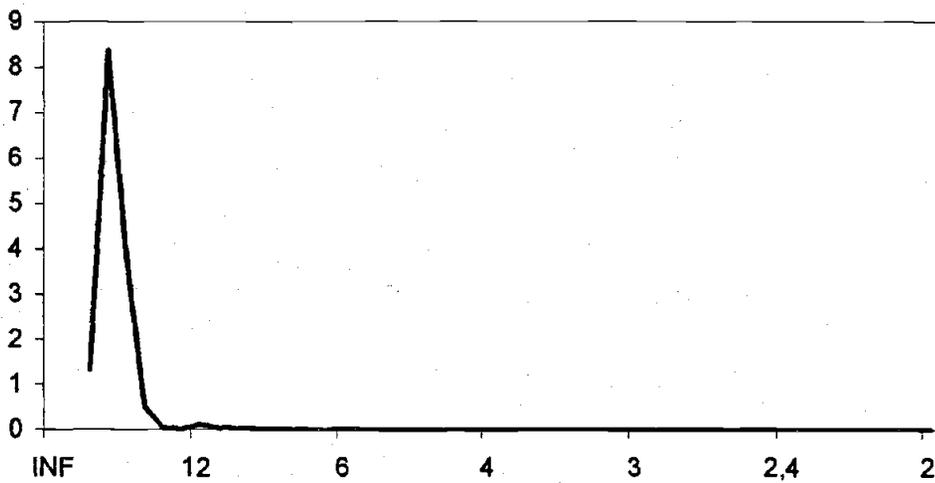
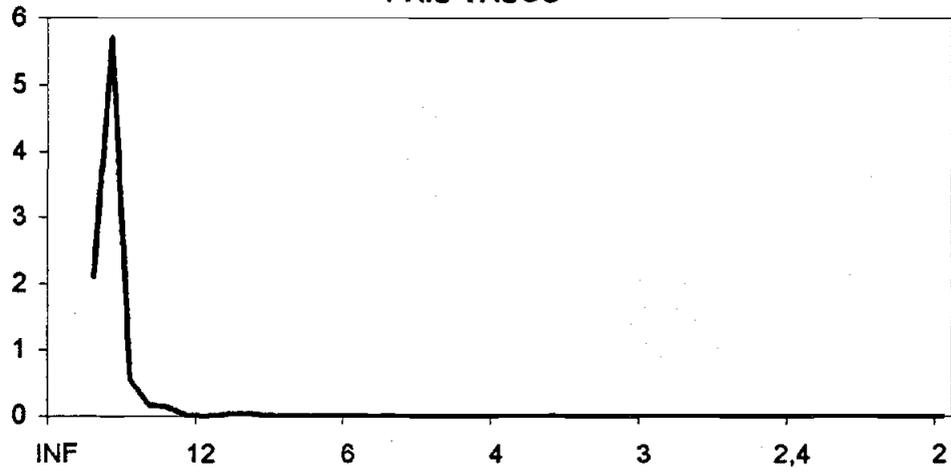
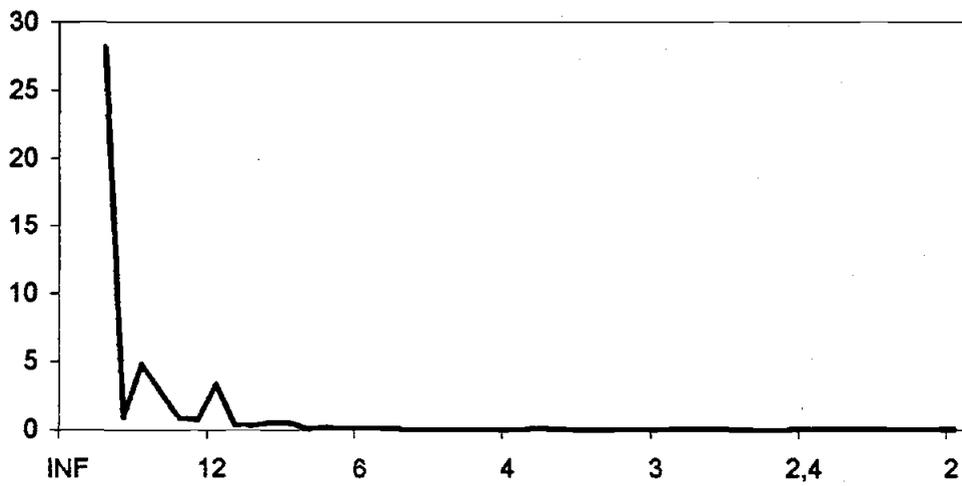


GRAFICO 9
Periodogramas del ICI Regional
Ciclos de período inferior a 32 meses
PAIS VASCO



LA RIOJA



Teniendo en cuenta que, al ser las series mensuales, la banda cíclica será la comprendida entre 60 y 12 meses, mientras que los armónicos estacionales corresponderán a las frecuencias $2\pi k/12$ ($k=1,2...6$) es decir a periodos de 12, 6, 2.4 y 2 meses, y la banda correspondiente al componente estacional será la que corresponda a periodos inferiores al año (con excepción de los estacionales), se puede observar en dichos periodogramas como la función de ganancia en los armónicos estacionales es prácticamente despreciable en las series suavizadas de ICI en todas las Comunidades con excepción de las de **Andalucía, Asturias, La Rioja** y también las de **Baleares y Murcia**. De esta forma, parece entonces que también en estos dos últimos casos (sobre todo en el de **Baleares**), el método utilizado puede no ser el más idóneo y hace conveniente ensayar también, en el caso de estas dos Comunidades, otro método alternativo.

En resumen, se ha comprobado que la serie obtenida con el primer método ensayado debe tener en todas las Comunidades, con excepción de estas últimas, una evolución cíclica muy similar a la que resultaría de aplicar el procedimiento utilizado por el Ministerio de Industria y Energía. No obstante, en los casos de **Andalucía, Asturias y La Rioja** y también, aunque en menor medida, en los de **Baleares y Murcia**, el método aplicado no garantiza que el peso del componente estacional con relación al del ciclo-tendencia se pueda considerar despreciable y, por lo tanto, no puede ser aplicado con total fiabilidad. Ello hacía inevitable ensayar algún otro método alternativo que pueda garantizar que la estacionalidad de todas las series resultantes sea despreciable respecto al componente de ciclo-tendencia.

La elección del nuevo método debía basarse, fundamentalmente, en dos criterios. Por una parte, el que ya que los ICIs han de construirse todos los meses, el método debía de ser de fácil uso y suficiente rapidez. Por otra parte, que el desfase (número de observaciones que se pierden al final de la serie) no fuese superior al que se produce con el procedimiento anterior. Finalmente, se optó por un procedimiento, que se automatizó sin excesiva complejidad, y que consiste en :

a) Obtener una serie inicial como media aritmética de las tres series originales que componen el ICI.

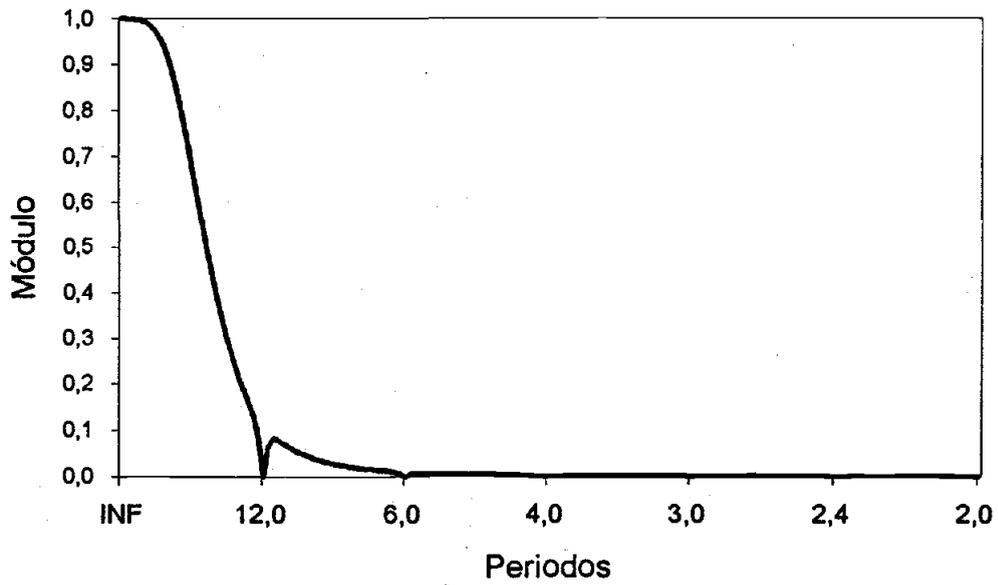
b) Obtener la serie suavizada, aplicando un filtro similar al utilizado en la realización de la Contabilidad Trimestral de España elaborada por el INE. Dicho filtro se denomina "líneas aéreas modificado" (LAM) (ver Nota 5) y como se pone de manifiesto en el trabajo de Cristóbal y Quilis (1995) "combina los desarrollos basados en modelos (Hillmer y Tiao, 1982, Maravall, 1987; Bell et al., 1983) con el diseño de filtros a medida (Melis, 1983, 1986, 1988, 1989, 1991 y 1992)".

En este caso, las dificultades de una modelización ARIMA admisible para la construcción de los ICIs regionales no hace aconsejable el uso de filtros basados en dichos modelos y resulta pertinente el empleo de filtros fijos de ciclo tendencia, diseñados a medida desde el dominio de la frecuencia y que no dependan de dicha modelización (Ver nota 5). Una discusión sobre las ventajas y desventajas de la utilización de filtros de estas características se puede encontrar en el trabajo de Cristóbal y Quilis (1995). Siguiendo esta metodología se ha considerado que $\theta_1 < 0$ e igual a -0.85 y $\theta_{12} = -0.4$ en la construcción de $V(B)$ (que eliminaría la componente estacional) y posteriormente se ha elegido un suavizador, $\Omega(B)$, que es un AR(2) de tipo Butterworth con potencia mitad en 20 meses (que anulará cualquier efecto irregular y que es el que ha sido utilizado en el procedimiento de calculo de los ICIs regionales que se ensayó inicialmente). De esta manera, el filtro resultante elegido es:

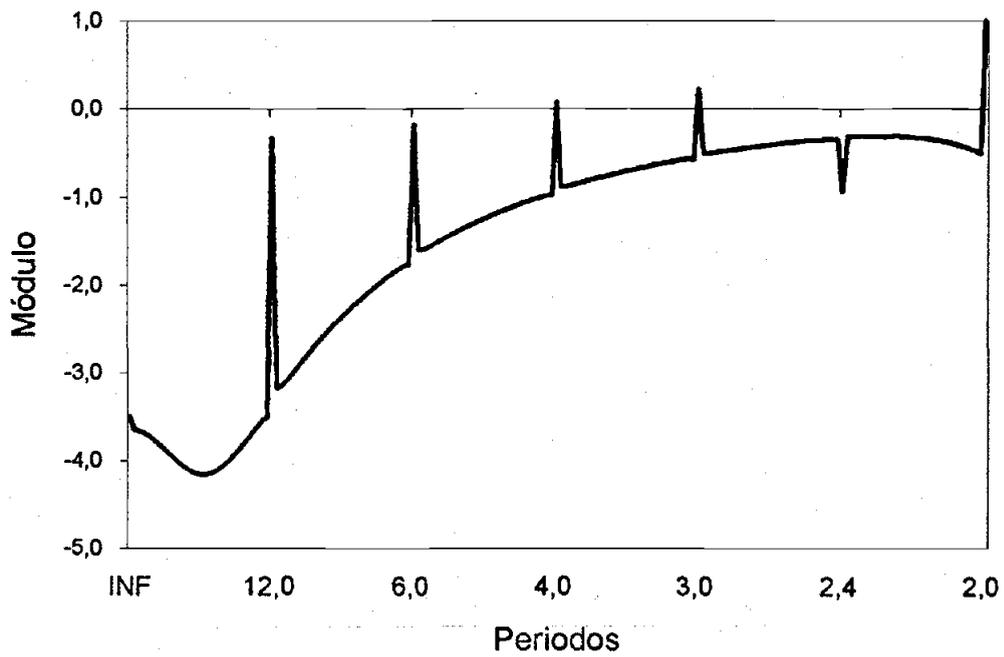
$$H(B) = k * V(B) * \Omega(B)$$

Las funciones de ganancia y de desfase de este filtro aparecen reflejadas en el gráfico 10. Conviene recordar que, por la forma en que está construido, dicho filtro es fijo, por lo que es imposible derivar el modelo de ciclo-tendencia y, por lo tanto, no es posible realizar inferencias. No obstante, este filtro es útil para el propósito previsto, es decir para conseguir un filtro adecuado para estimar el componente de ciclo-tendencia.

GRAFICO 10
FILTRO V(B) * OMEGA ar2 (B)
Función de Ganancia



Función de Desfase



2.2 Resultados

CUADRO 2
POTENCIA DE LA BANDA CICLICA

	ANDALUCIA	ARAGON	ASTURIAS	BALEARES	CANARIAS	CANTABRIA	C.Y LEON	C.MANCHA	CATALUÑA
RATIO (1)	593.21	20.62	77.09	141.43	49.50	6.21	33.38	117.33	165.41
RATIO (2)	1133.88	47.73	110.75	360.81	61.02	9.06	76.63	288.12	304.13
F	0.14	0.42	0.03	0.19	1.36	0.37	0.25	0.10	0.09

	C.VALENCIANA	EXTREMADURA	GALICIA	MADRID	MURCIA	NAVARRA	PAIS VASCO	LA RIOJA
RATIO (1)	458.49	62.05	250.14	12.15	85.20	29.73	254.05	23.18
RATIO (2)	834.39	154.11	440.23	18.58	176.91	48.24	493.44	58.27
F	0.08	0.45	0.23	0.44	0.14	0.29	0.09	0.06

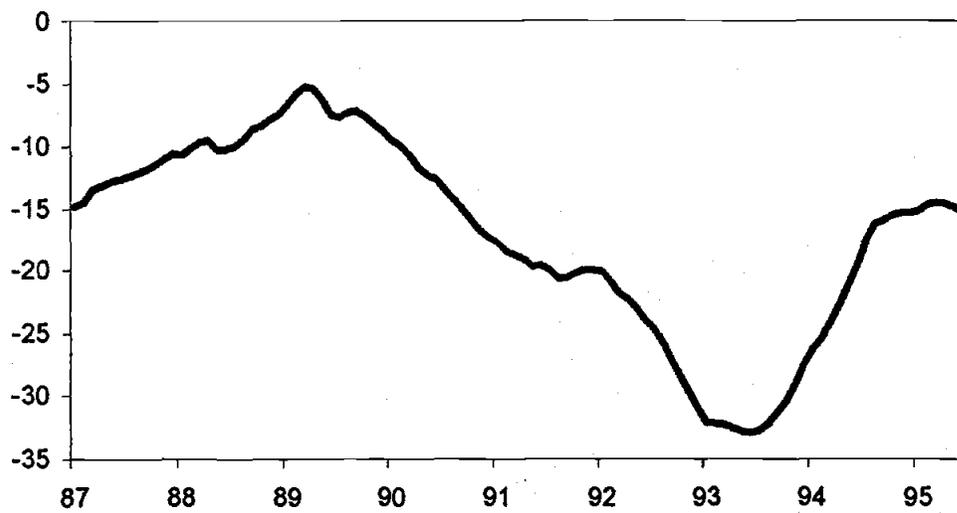
(1) $\frac{\text{Potencia Media Ciclo}}{\text{Potencia armónico principal estacional}}$ (2) $\frac{\text{Potencia Máxima Ciclo}}{\text{Potencia armónico principal estacional}}$ F: Valor del Estadístico del test ANOVA para contraste de Estacionalidad

En el cuadro nº 2 se recoge el ratio ciclo/estacionalidad y el test de estacionalidad para las series de clima industrial de todas las Comunidades Autónomas construidas por este último método. Se observa que todas las series pasan sin problema el test de presencia de una estacionalidad significativa. Por esta razón, con el último filtro utilizado se garantiza que la evolución cíclica de esta serie será similar a la que se hubiera obtenido en el caso de aplicar el método utilizado por el Ministerio de Industria y Energía para la serie nacional. Así, aunque a nivel regional no sea posible disponer de una serie de nivel, si podemos disponer de una serie de Indicador de Clima Industrial que sería comparable con la serie suavizada obtenida por el método aplicado por el Ministerio de Industria y Energía. Por ello, y por homogeneidad de método de cálculo, se ha optado por el último procedimiento indicado para construir las series de clima industrial de todas las Comunidades Autónomas y no solamente de aquellas en las que el método inicialmente ensayado no ofrecía resultados satisfactorios.

Las series y sus periodogramas son las que se recogen en los gráficos 11 a 27. Como puede apreciarse en los correspondientes periodogramas, las series obtenidas para todas y cada una de las Comunidades Autónomas tienen potencia prácticamente nula en los armónicos estacionales y carecen prácticamente de componente irregular. Son, por lo tanto, series de ciclo tendencia útiles para el seguimiento y la previsión de la evolución del sector industrial.

GRAFICO 11

ANDALUCIA I.C.I



Periodograma

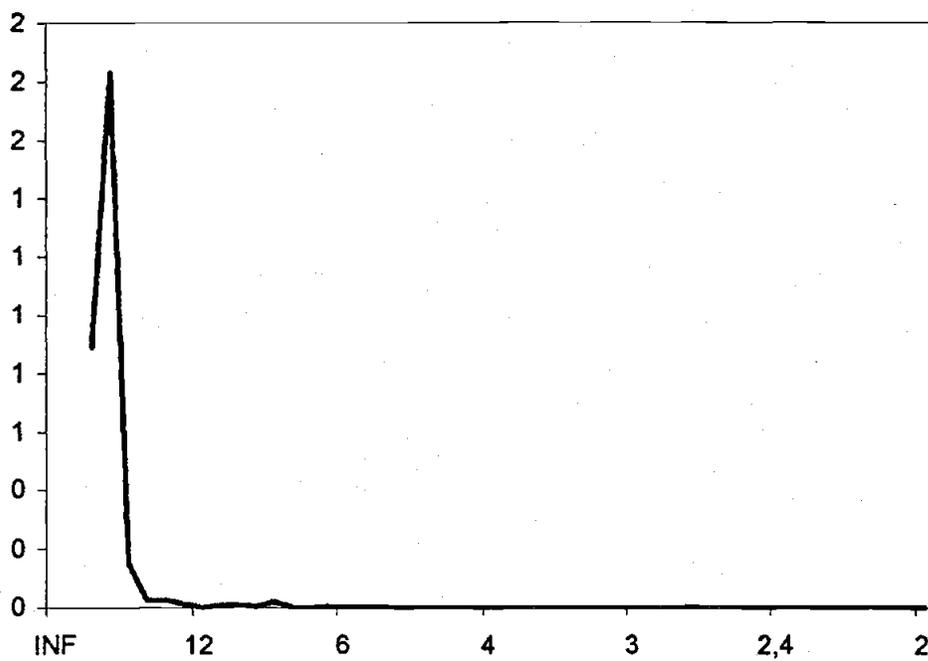
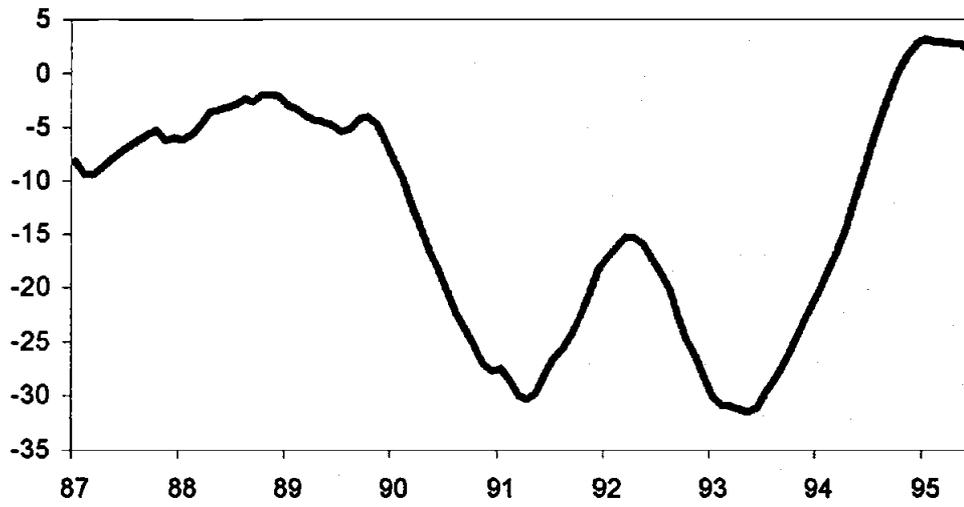


GRAFICO 12

ARAGON I.C.I



Periodograma

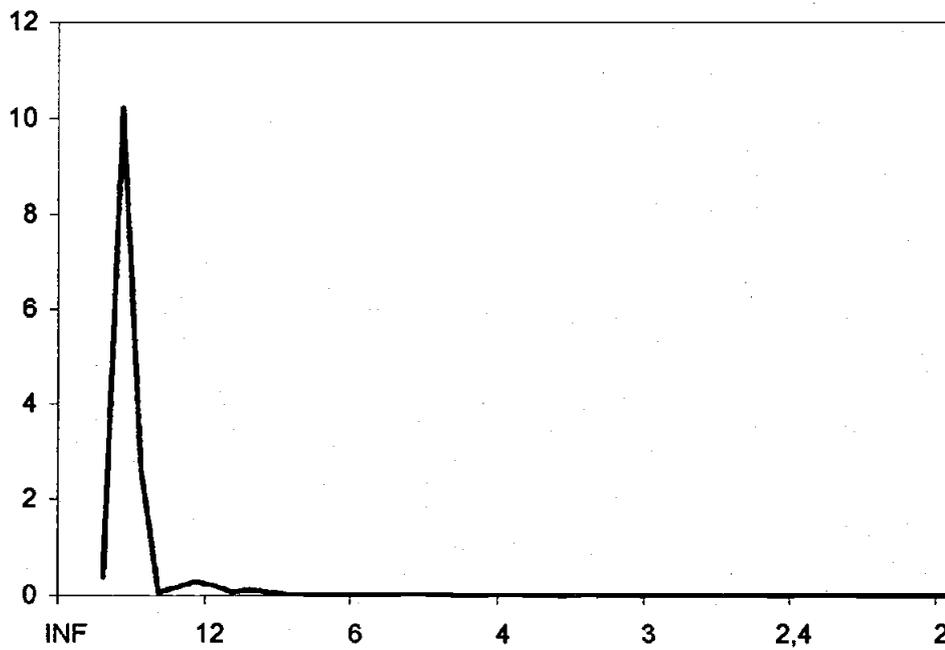
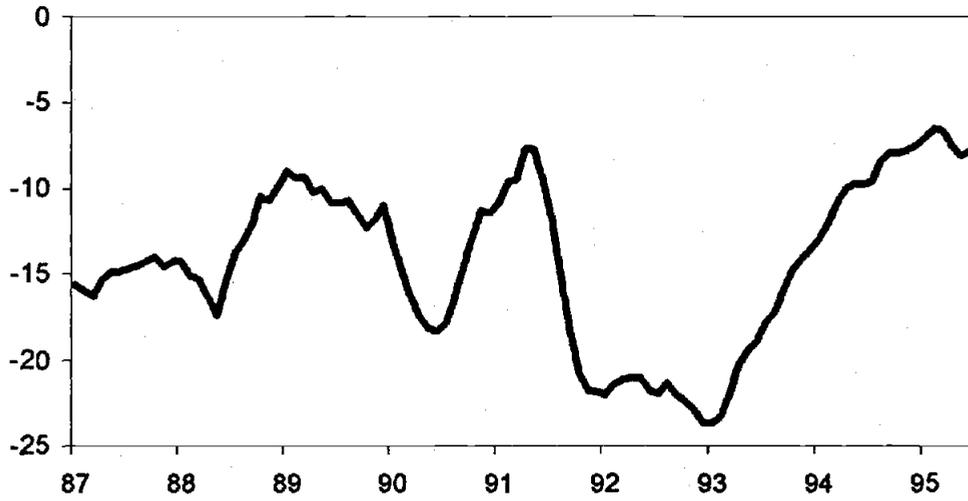


GRAFICO 13

ASTURIAS
I.C.I



Periodograma

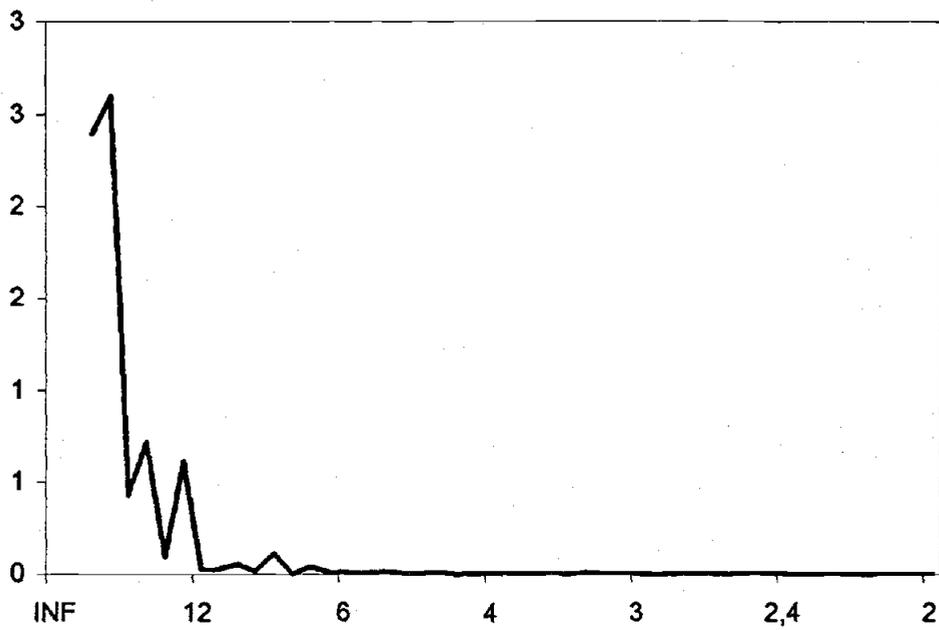
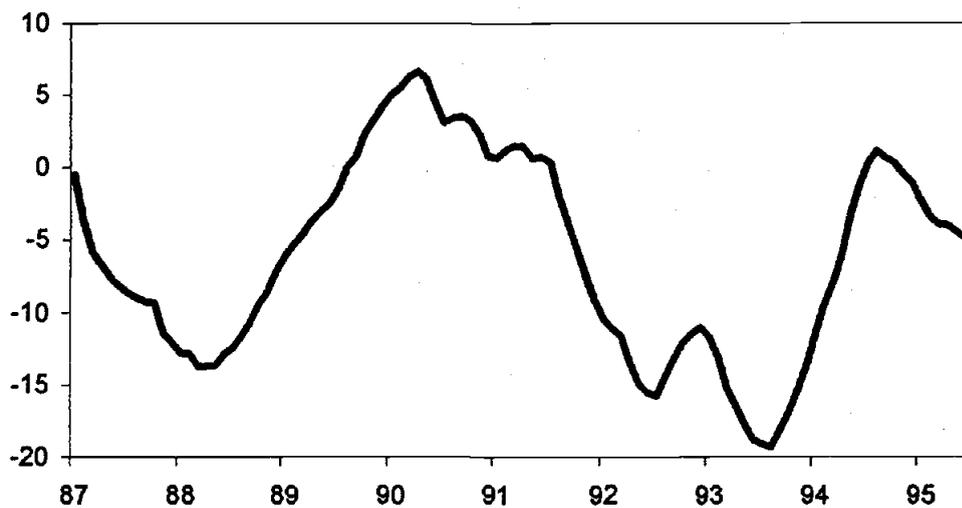


GRAFICO 14

**BALEARES
I.CI.**



Periodograma

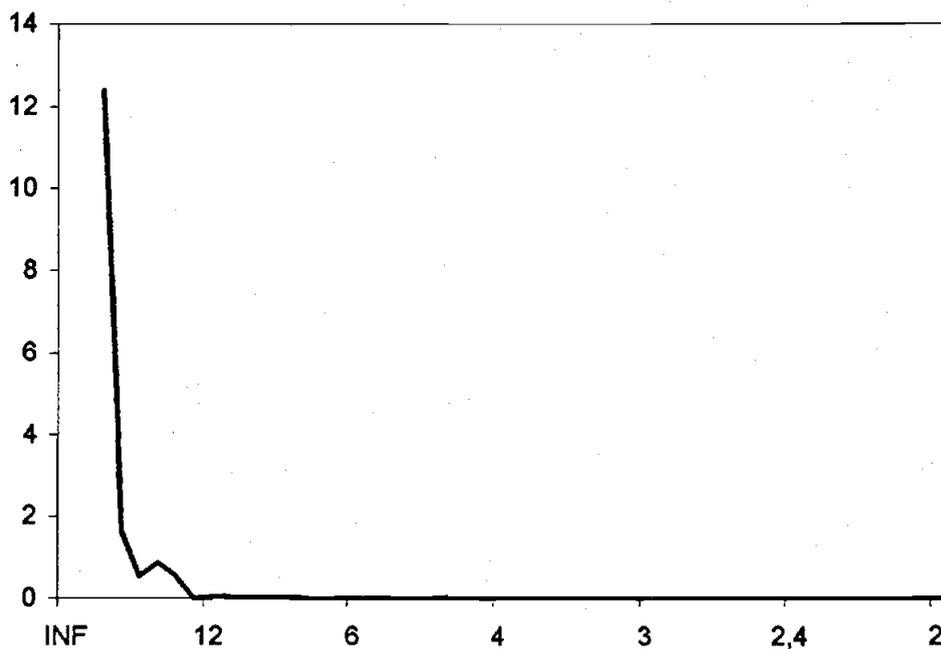
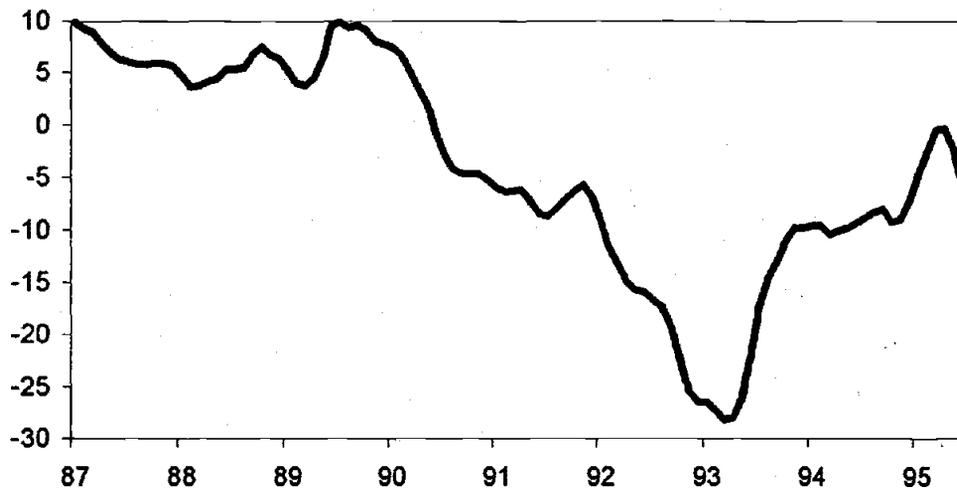


GRAFICO 15

CANARIAS I.C.I.



Periodograma

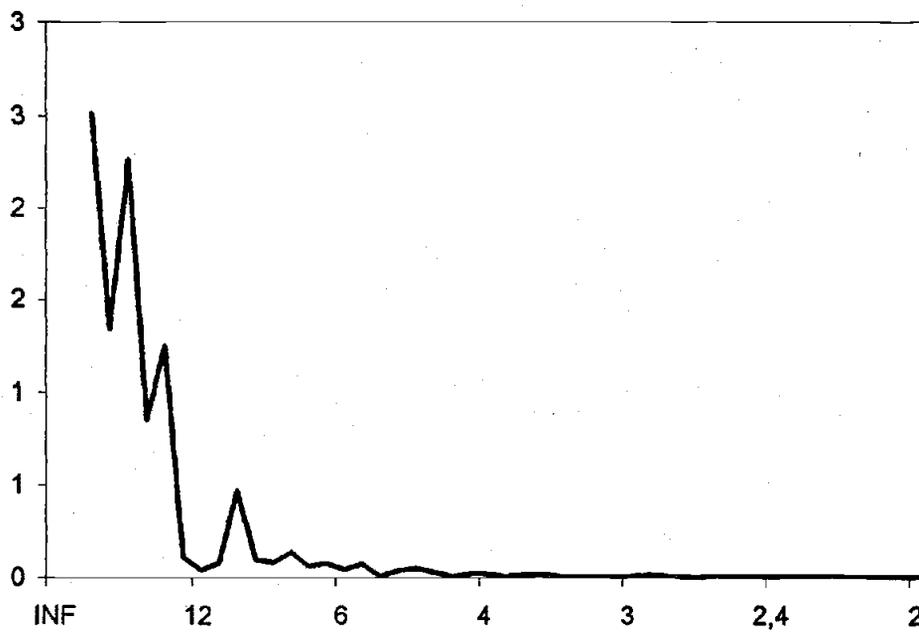
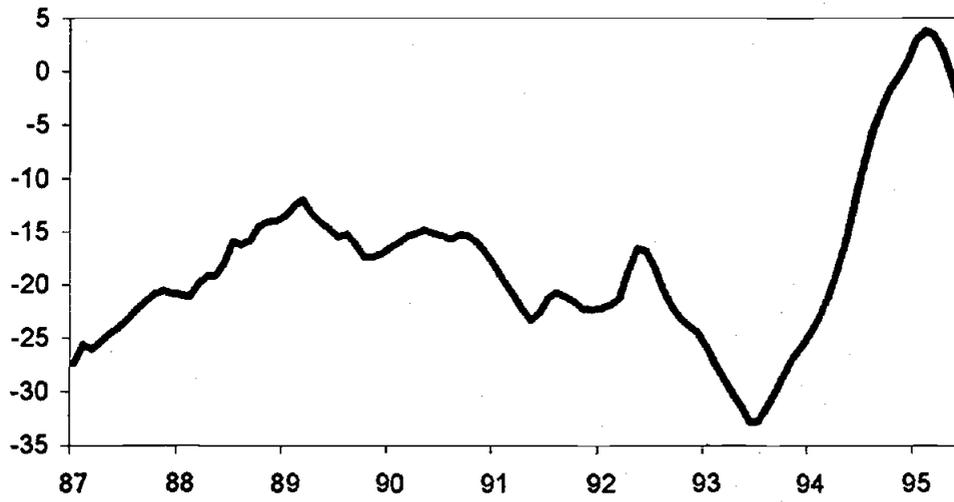


GRAFICO 16

**CANTABRIA
I.C.I.**



Periodograma

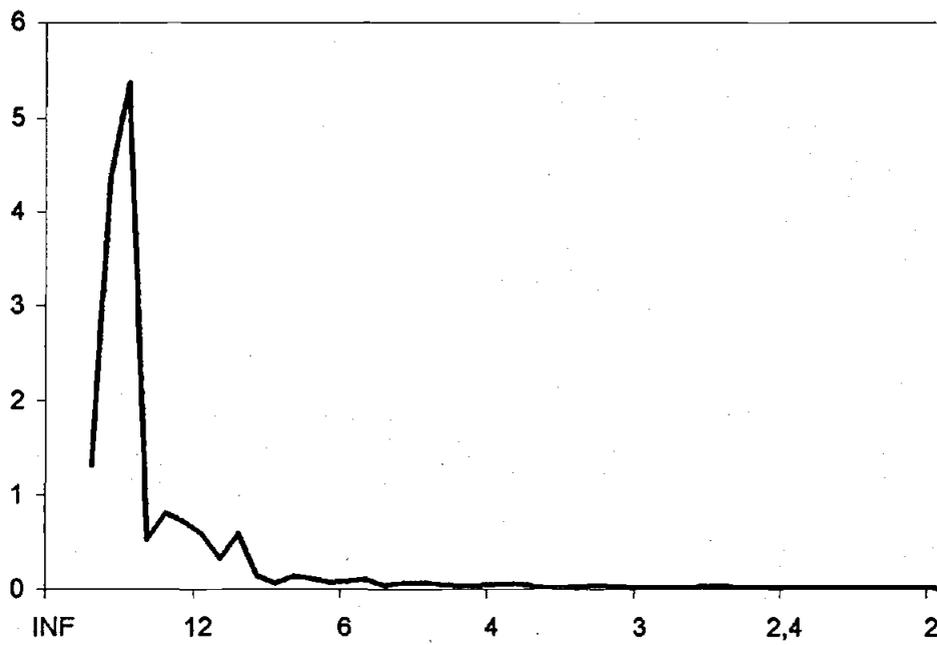
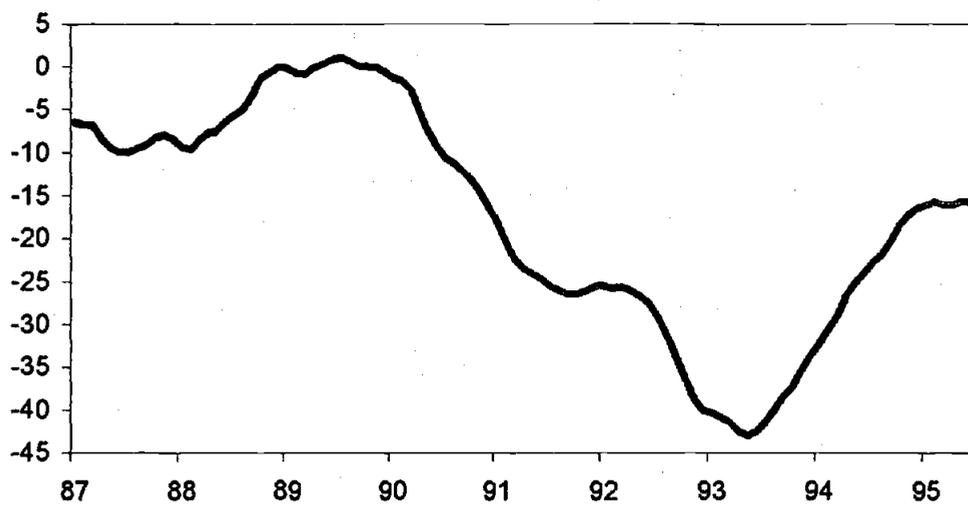


GRAFICO 17

CASTILLA Y LEON I.C.I.



Periodograma

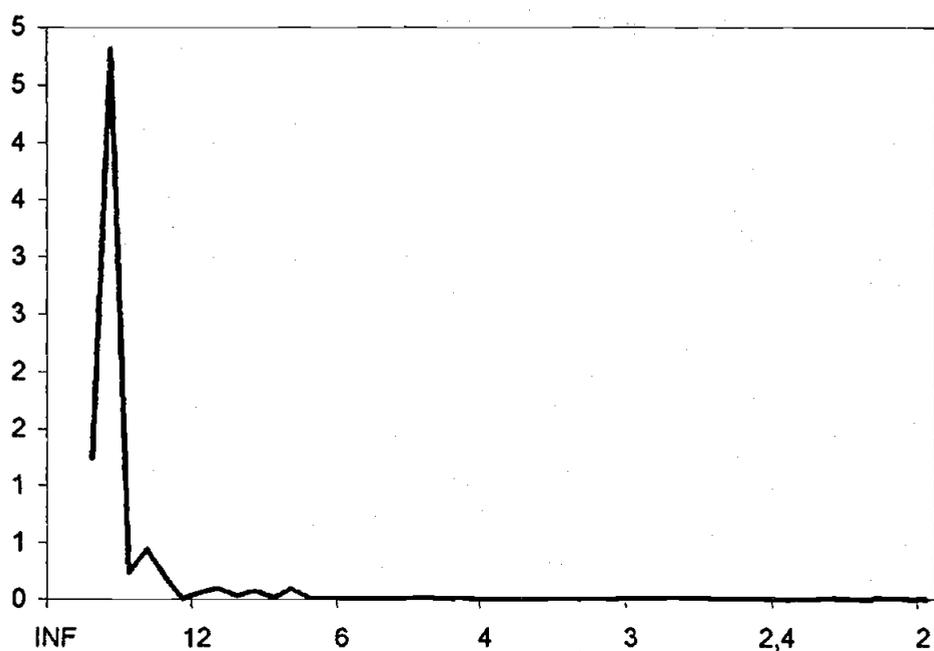
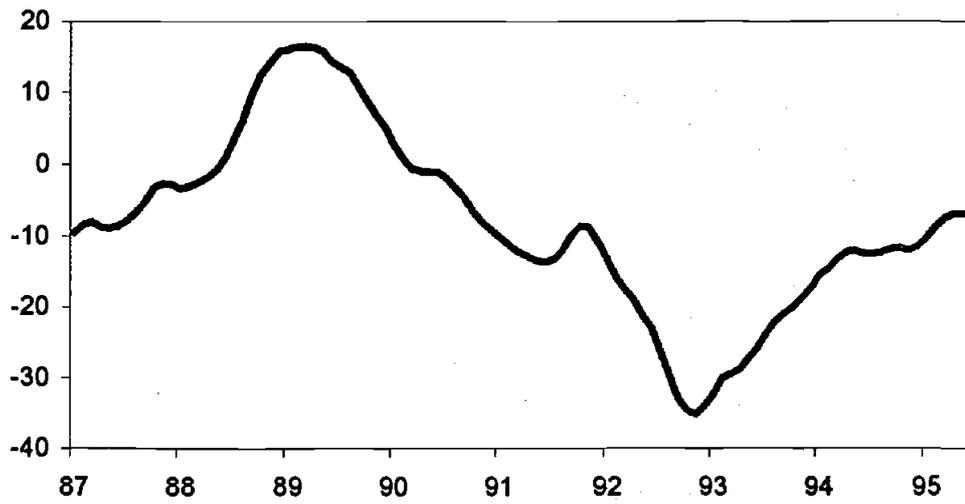


GRAFICO 18

CASTILLA LA MANCHA
I.C.I.



Periodograma

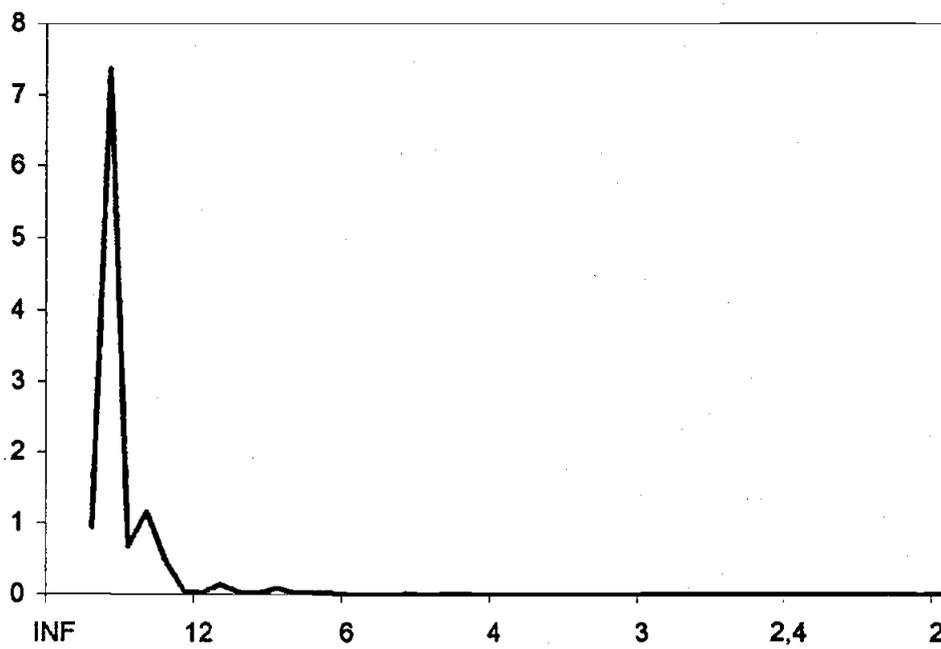
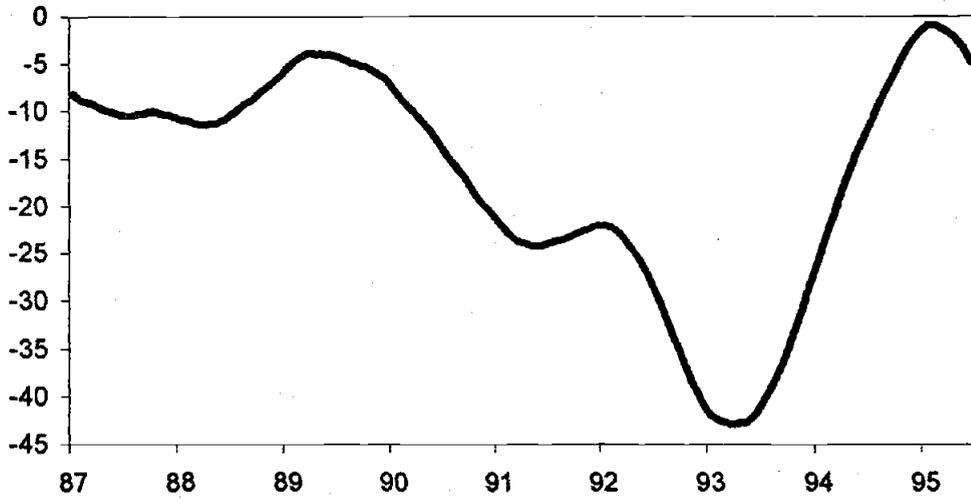


GRAFICO 19

CATALUÑA
I.C.I.



Periodograma

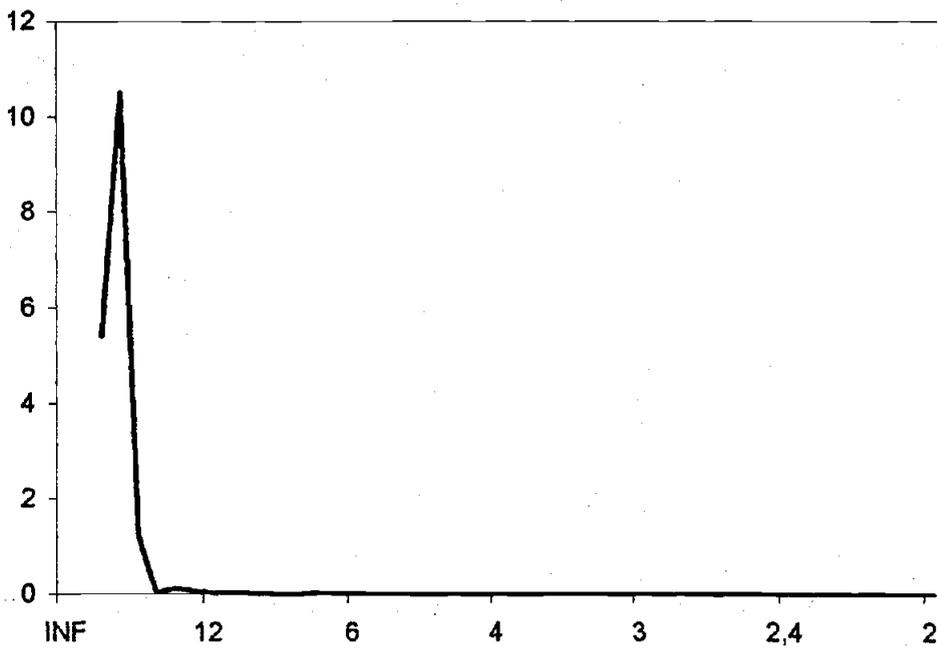
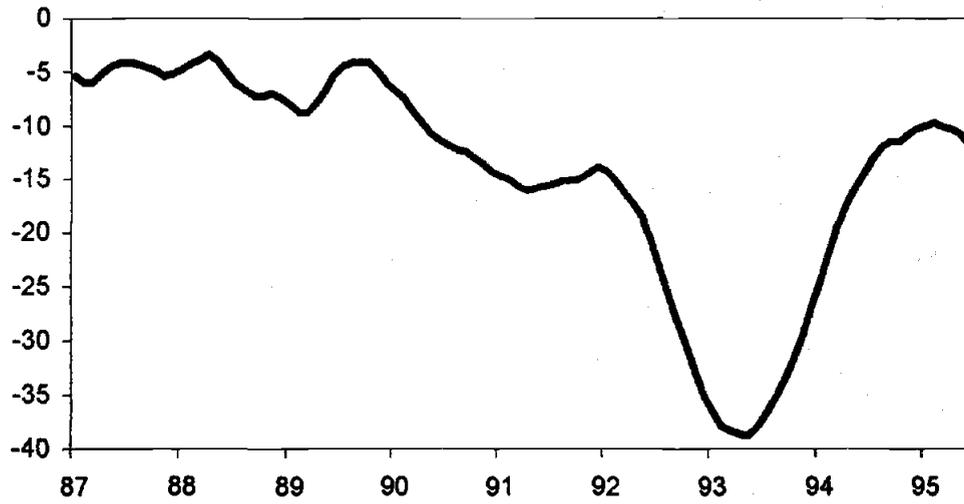


GRAFICO 20

COM. VALENCIANA
I.C.I.



Periodograma

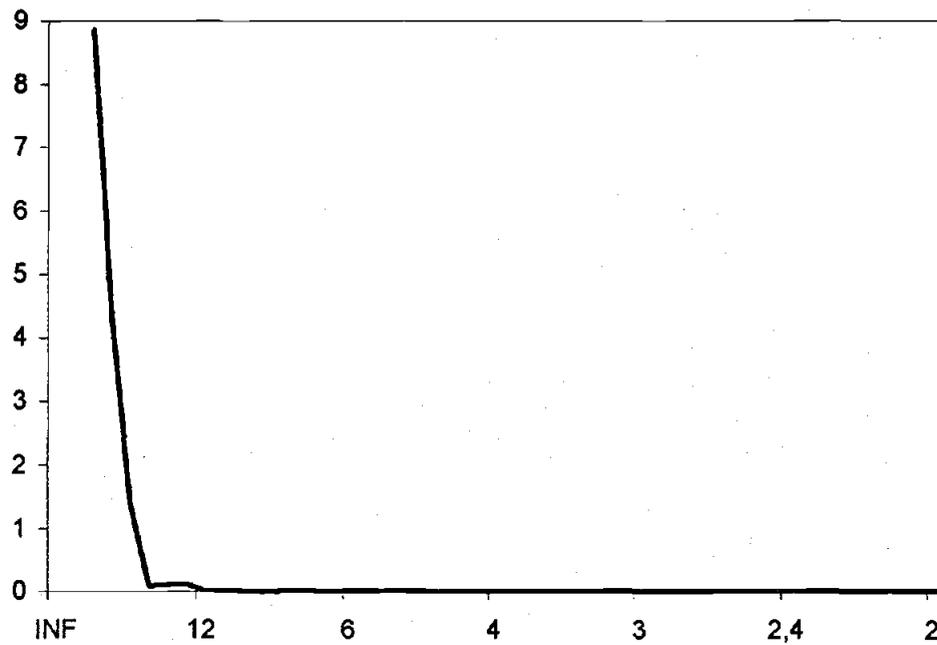
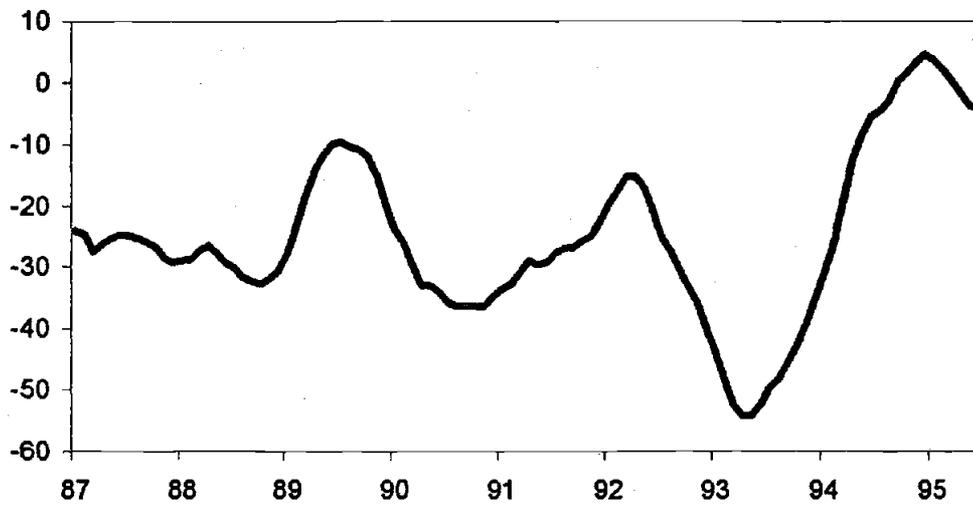


GRAFICO 21

EXTREMADURA
I.C.I.



Periodograma

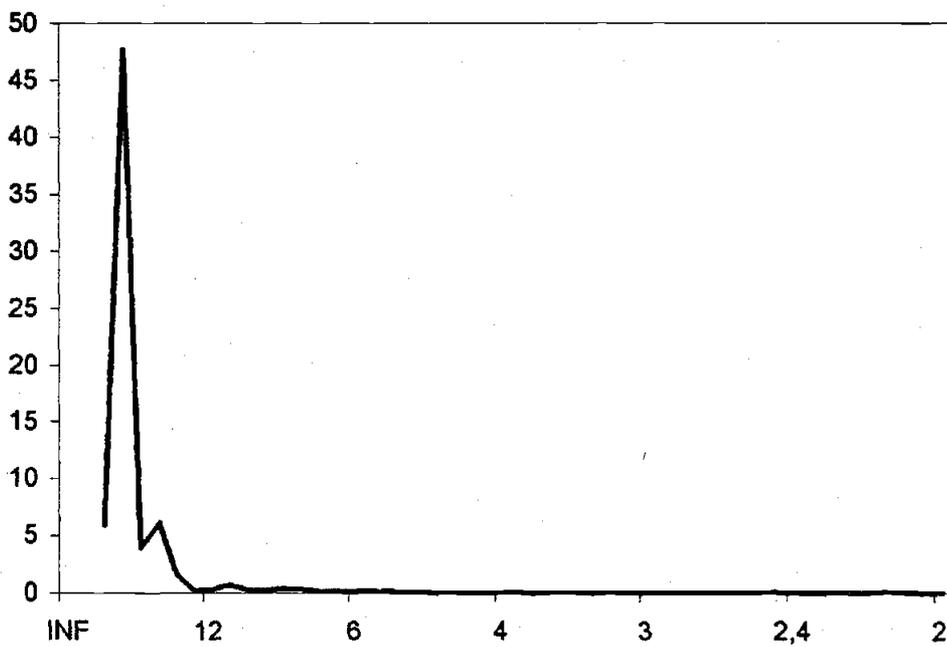
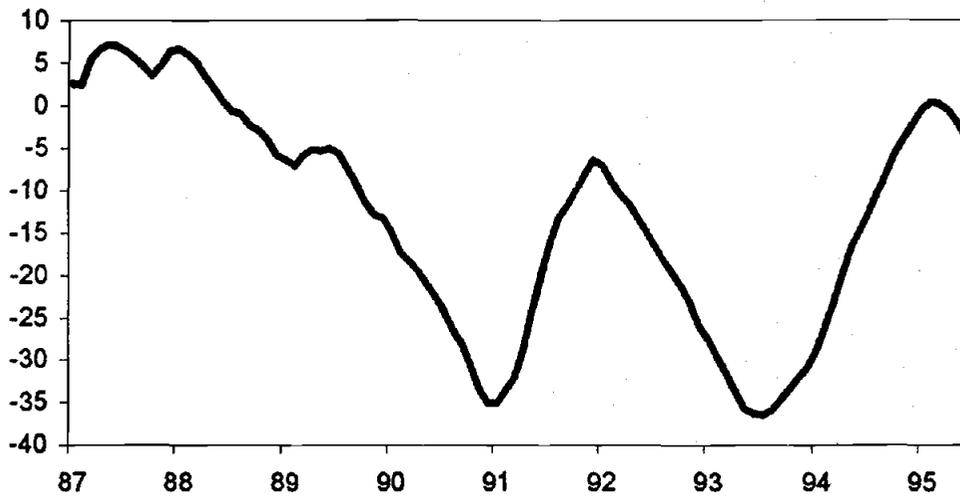


GRAFICO 22

GALICIA I.C.I.



Periodograma

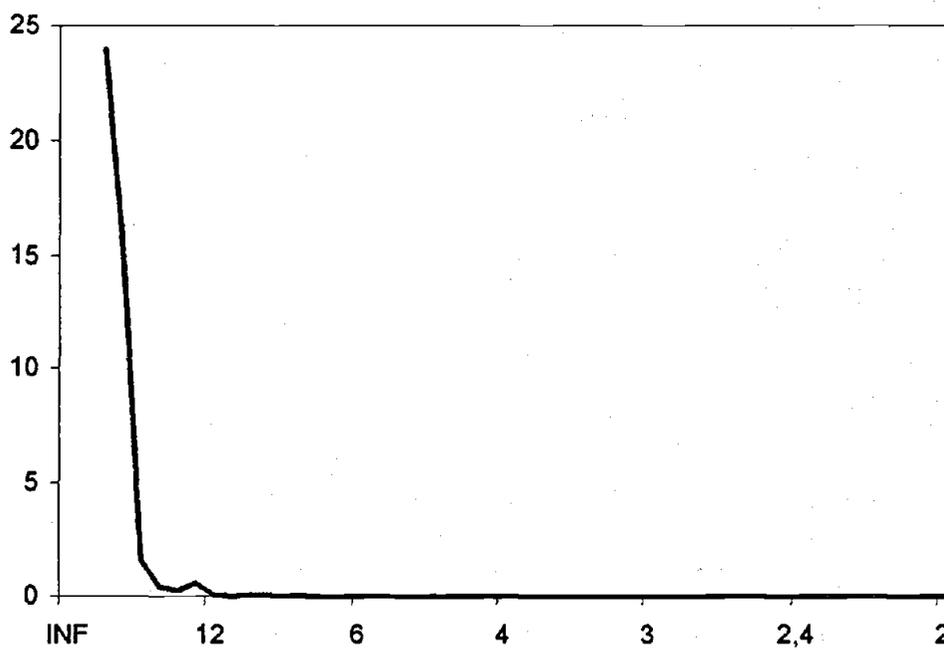
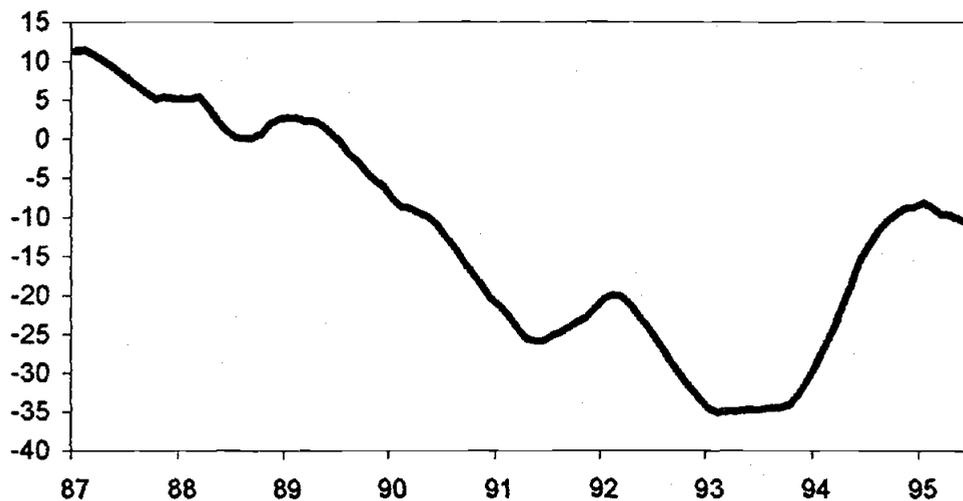


GRAFICO 23

MADRID
I.C.I.



Periodograma

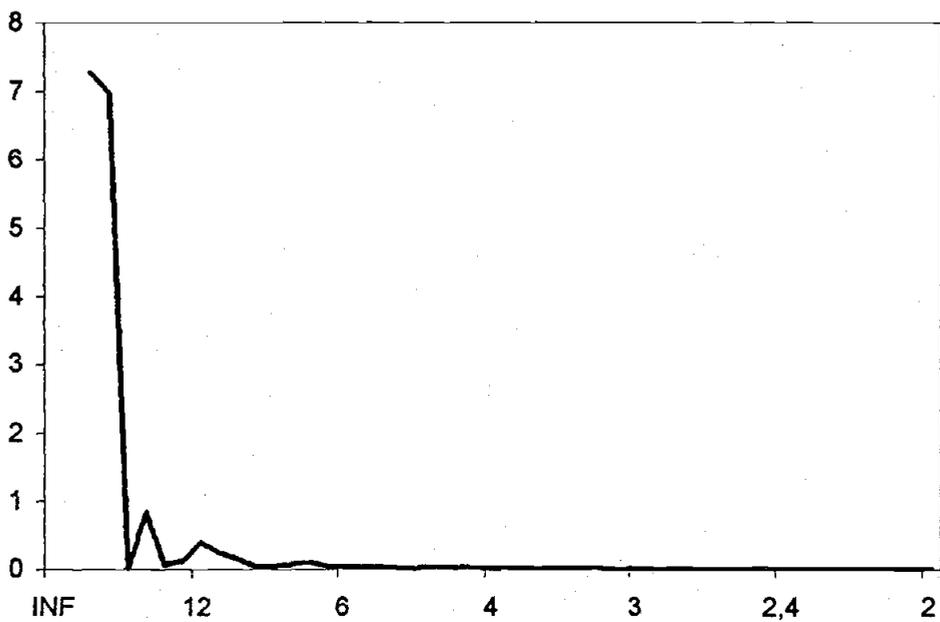
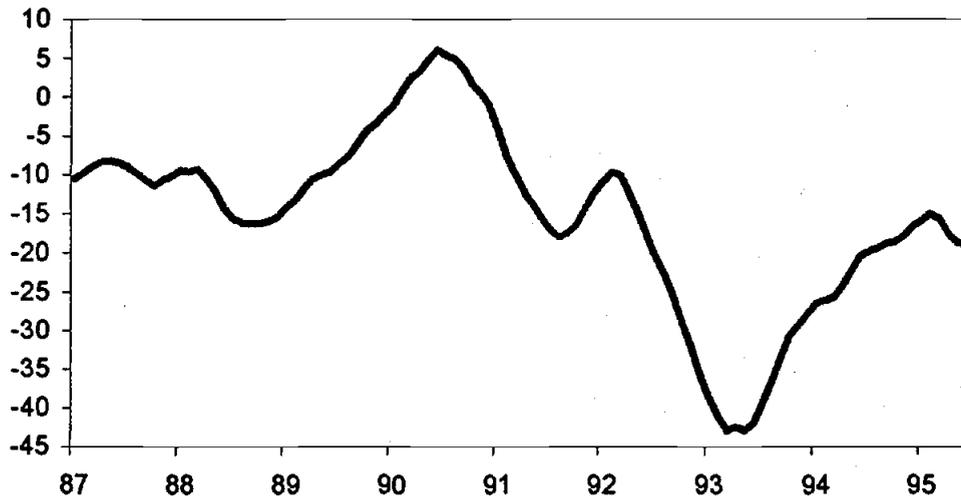


GRAFICO 24

MURCIA
I.C.I.



Periodograma

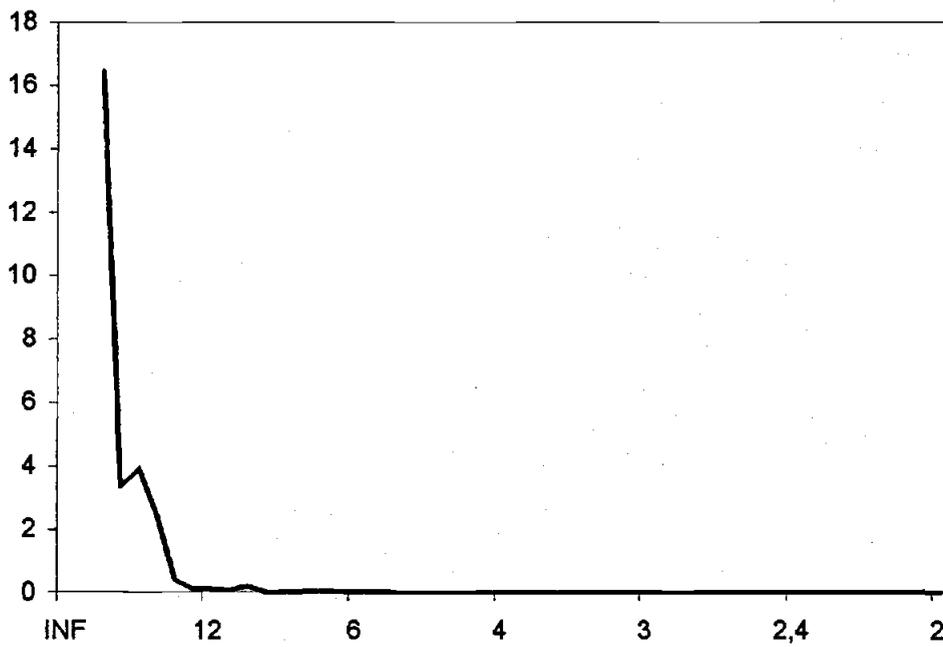


GRAFICO 25

NAVARRA
I.C.I.



Periodograma

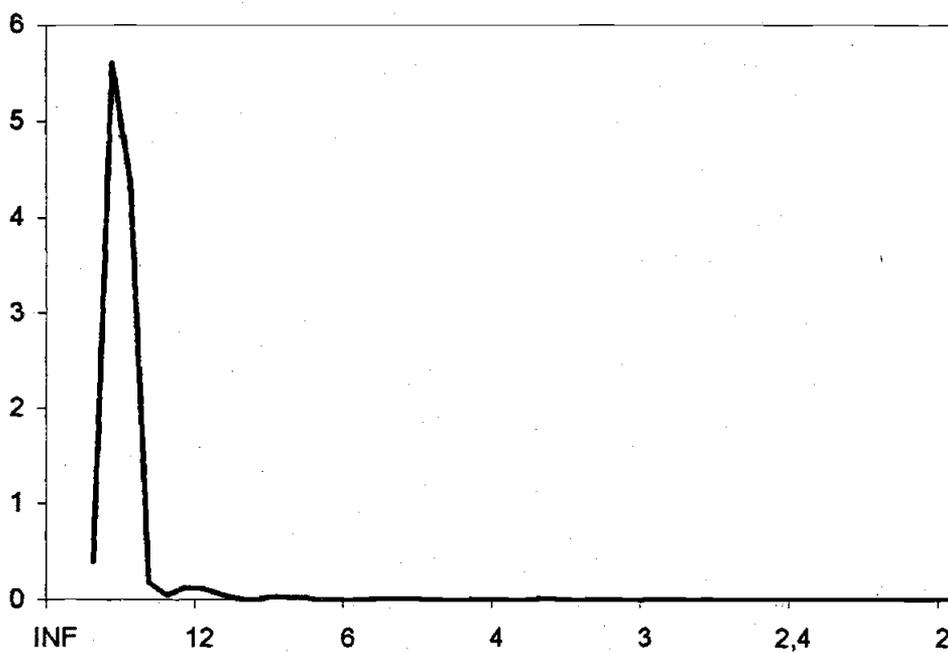


GRAFICO 26

PAIS VASCO
I.C.I.



Periodograma

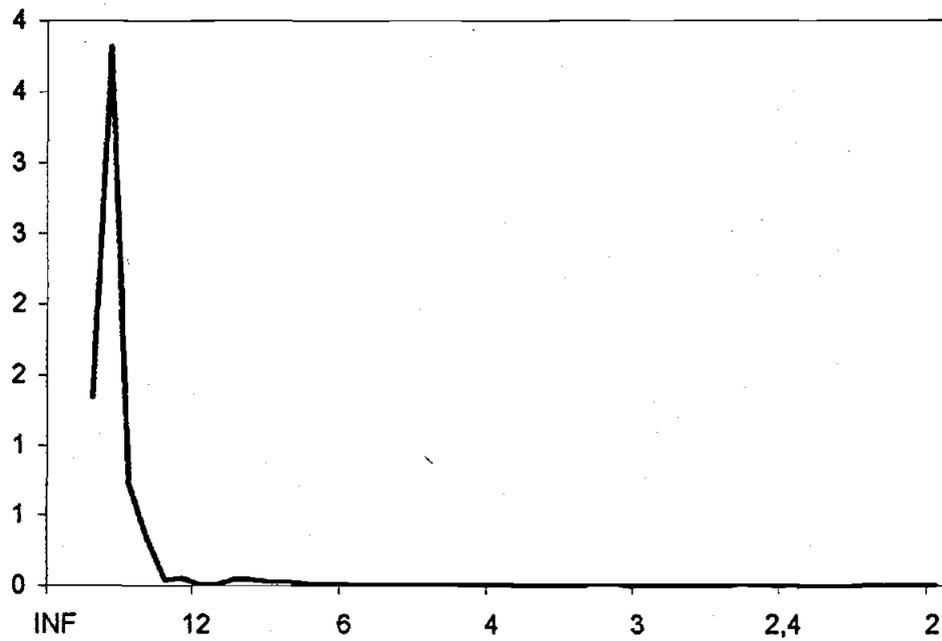
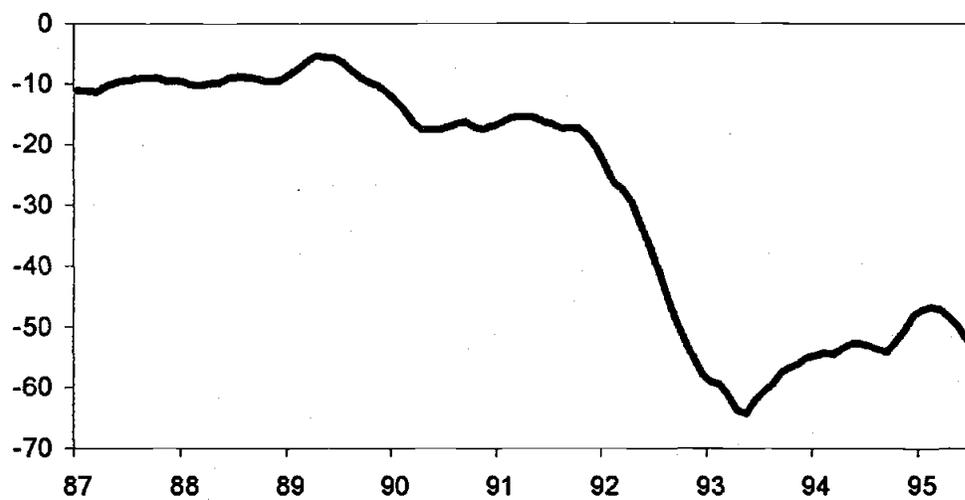
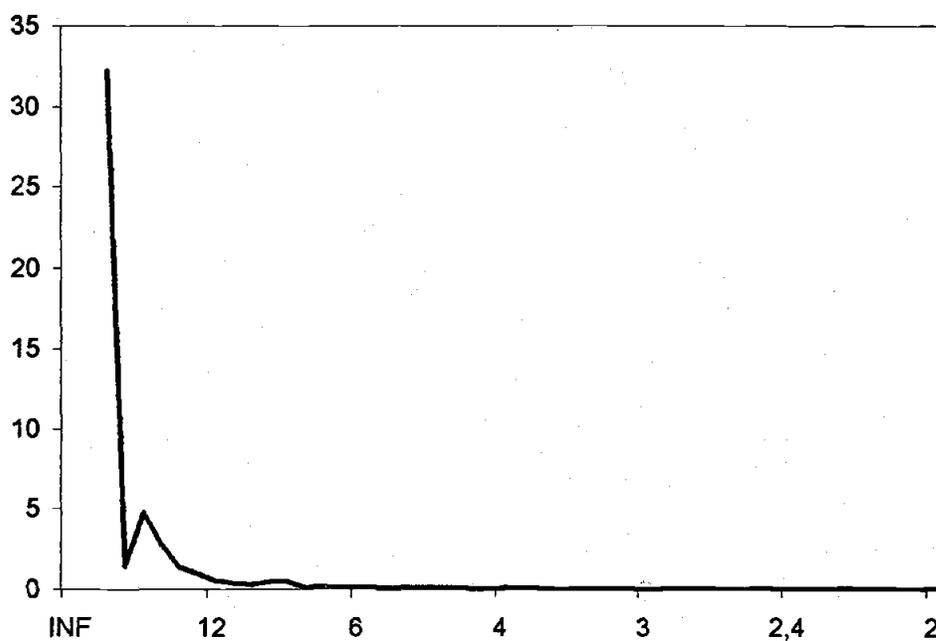


GRAFICO 27

LA RIOJA
I.C.I.



Periodograma



3.- ICIs REGIONALES E INDICADORES CUANTITATIVOS DE LA EVOLUCION INDUSTRIAL

Como se ha indicado en la introducción, existen algunos indicadores de tipo cuantitativo utilizados habitualmente para analizar el comportamiento del sector industrial a nivel regional. Para la mayor parte de las CC.AA. se trata, como se indicaba inicialmente, de indicadores indirectos y, cuando son indicadores directos, están contruidos a partir de diferentes metodologías. Las series de ICIs regionales obtenidas permiten, por lo tanto, mejorar el conocimiento de la evolución coyuntural del sector industrial. En cualquier caso, la explotación de estas series para interpretar la coyuntura del sector industrial se puede ver facilitada si se conocen sus diferencias y similitudes con las que ofrecen los indicadores de naturaleza cuantitativa disponibles a nivel regional (ver gráficos 28 a 35).

Las únicas Comunidades Autónomas para las que se dispone de indicadores cuantitativos directos (Índice de Producción Industrial), aunque están elaborados a partir de metodologías no homogéneas, son **Andalucía, Asturias, Cataluña y País Vasco**. Si comparamos las correspondientes series de IPI con las series suavizadas de ICI obtenidas pueden extraerse las siguientes conclusiones:

En lo que se refiere a **Andalucía**, el gráfico 28 permite observar que ambas series reflejan un perfil cíclico muy similar, si bien la serie suavizada del ICI indica que las opiniones de los empresarios reflejan una evolución menos marcadamente favorable que el IPI en situaciones de repunte de la actividad y, a la inversa, una menor intensidad en las fases de retroceso. Se puede observar, asimismo, como el ICI en 1990 manifiesta un clima empresarial pesimista, mientras que el IPI reflejaba una pequeña aceleración puntual y, también, como las opiniones de los empresarios durante el año 1994 representan un optimismo mucho menor que el que podría corresponderse con los crecimientos excepcionalmente elevados de la actividad que parecía indicar el IPI andaluz.

Por lo que respecta a **Asturias**, sólo se dispone del IPI desde el año 1991, por lo que esta serie no tiene todavía una longitud muy significativa. No obstante, para el período 1991-1994 se observa que la evolución de dicha serie y del ICI también fue muy similar, adelantando esta última serie en

algunos meses al IPI. Así, a partir de la segunda mitad del año 1991 el ICI ya reflejaba una fase de desaceleración que no recoge el IPI hasta bien avanzado el año 1992. Por otra parte, la inflexión al alza de la producción industrial que, según el IPI, se produce en los primeros meses de 1994, el ICI la había avanzado en los primeros meses del año anterior.

En el caso de **Cataluña** el perfil de ambas series es totalmente similar, lo que hace de esta Comunidad una de aquellas en las que la evolución de la opinión de los empresarios coincide de una forma más significativa con la evolución de las series cuantitativas del sector industrial. Por otra parte, hay que resaltar que los empresarios en esta Comunidad avanzan el momento de inicio de desaceleración de la actividad que marca el IPI, pero observan el repunte de la actividad industrial con un ligero retraso.

Asimismo, el ICI del **País Vasco** presenta una evolución muy pareja a la manifestada por el IPI, recogiendo muy bien tanto la desaceleración de la actividad industrial vasca en la segunda mitad del año 1992 como la inflexión que dicha desaceleración presenta en los primeros meses de 1993. En esta Comunidad, con excepción del último período, parece que la serie de clima industrial puede considerarse como adelantada respecto a la de actividad industrial.

Existe otro grupo de Comunidades autónomas para las que se dispone de un indicador sintético cuantitativo como es el IAI (Índice de Actividad Industrial). Será pues con este indicador con el que se comparará la evolución del correspondiente ICI, al entender que, en esas Comunidades, es el mejor de entre los disponibles para analizar la evolución del sector industrial. No obstante, es importante tener en cuenta que dicho indicador se construye a partir del consumo de energía eléctrica en las diferentes ramas industriales ponderando dicho consumo en cada Comunidad Autónoma de forma adecuada y que es, por lo tanto, un indicador de tipo indirecto.

En el caso de **Baleares**, si se observa en el gráfico 30 la evolución de ambos indicadores se puede apreciar que el ICI adelanta, en general, la evolución del IAI en los últimos años analizados. Es interesante destacar también el perfil tan similar de ambas series en el período 1990-1991, aunque la sorprendentemente opuesta evolución que marcan ambas series en los años 1987 y 1989 suscita el interés de profundizar en el conocimiento de las series originales a partir de las que se han construido ambos indicadores.

En **Canarias**, a pesar de que el indicador de clima industrial presenta un mayor componente irregular que el correspondiente Índice de Actividad Industrial, debido a los problemas muestrales derivados del diseño de la estadística de coyuntura industrial, ambas series presentan un perfil bastante similar. No obstante, la aceleración del crecimiento de la actividad industrial que desde los últimos meses de 1987 hasta mediados del año siguiente refleja el IAI no queda recogida en el indicador del clima industrial. Por otra parte, tampoco el ICI recoge el relanzamiento de la actividad industrial que marca el IAI durante la primera mitad del año 1990. Por último, en lo que respecta a la evolución de la actividad industrial en el último período, los empresarios indican ya un repunte de la actividad desde principios de 1993, aunque con una ligera inflexión puntual a finales de dicho año, mientras que el IAI muestra una desaceleración de la actividad industrial hasta mediados de 1994 en que se produce un repunte que continúa en la actualidad.

En **Madrid** el perfil de las series de ICI e IAI es muy similar, aunque durante el período 1989-1991 el ICI no refleja la fase de aceleración que según el IAI se produjo durante el año 1990. Por otra parte, y al igual que sucede en otras Comunidades, la fase de desaceleración de la actividad industrial que según el IAI tuvo lugar durante el año 1992 es reflejada por las opiniones empresariales con considerable retraso en relación a lo que marca el correspondiente IAI.

Por lo que se refiere a **Navarra**, el perfil de ambas series es también muy similar, si bien las opiniones de los empresarios sintetizadas en el ICI adelantan la evolución de la actividad industrial que expresa el IAI. No obstante hay que destacar que en la parte final del año 1994 el primero de estos indicadores presentó una ligera inflexión transitoria que no se reflejaba en el segundo.

En **La Rioja** las series originales de opiniones empresariales tienen un fortísimo componente irregular. Con todo, la serie de clima industrial presenta en el último período una evolución muy similar a la registrada por el IAI e, incluso, manifiesta un carácter adelantado. No obstante, conviene tener presente que la desaceleración de la actividad que desde 1992 hasta bien avanzado el año 1993, expresan ambos indicadores, es mucho más marcada según la serie del ICI que lo que refleja el IAI. Por lo que respecta al primer

tramo de ambas series, se observa que las dos recogen el repunte del año 1989, pero el ICI no recoge con nitidez los dos subciclos que presenta el IAI entre 1987 y 1991, por lo que resultaría conveniente realizar un análisis más exhaustivo de ambas series para comprobar esta discrepancia.

Para el resto de Comunidades Autónomas sólo se dispone, como indicadores cuantitativos de la serie de consumo de energía eléctrica para usos industriales o en el sector industrial, que son de carácter muy indirecto.

Por lo que se refiere a las primeras, en **Cantabria** se puede observar en el gráfico 33 como el perfil de la serie de consumo de energía eléctrica para usos industriales y el ICI es relativamente parejo, aunque, en el último período parece que el ICI registra con un cierto retraso la evolución marcada por el consumo de energía industrial. Puede apreciarse como la fase de aceleración de la actividad que refleja el consumo de energía eléctrica a partir de mediados de 1992 sólo es registrada por el ICI a mediados de 1993 y, también, como el inicio de la desaceleración del consumo de energía eléctrica que se produce en el sector industrial a partir de mediados del año 1993, no lo refleja el ICI hasta finales de 1994.

Por su parte, en **Castilla y León** los perfiles de las series de consumo de energía para usos industriales y el Indicador de clima industrial son, a partir de 1990, muy similares. No obstante, la mejora de las opiniones empresariales durante el año 1992 es menos marcada que el fuerte repunte del consumo de energía eléctrica.

En **Extremadura**, también los perfiles de ambas series son muy similares. No obstante, en esta Comunidad la desaceleración de la actividad del sector industrial que muestra el consumo de energía eléctrica para usos industriales en el año 1991, sólo se aprecia en el indicador sintético de opiniones empresariales a comienzos del año 1992; mientras que la recuperación de la actividad de este sector del año 1993 la mostró este último indicador con algo más de dos meses de antelación. Por último, según la opinión de los empresarios, parece que a finales de 1994 se ha vuelto a producir una nueva inflexión en la evolución del sector industrial extremeño, que no se sabe si se verá reflejada en el consumo de energía para uso industrial, puesto que por problemas metodológicos, de adecuación a la nueva CNAE, no se dispone de datos de esta serie desde finales de 1994.

Para finalizar con este grupo de Comunidades, resulta curioso observar la evolución de ambas series en el caso de **Galicia** pues si bien el perfil es idéntico, existe un claro desfase entre la evolución de una y otra serie. Así, cuando a mediados de 1991 el consumo de energía para usos industriales comienza a desacelerarse, esta desaceleración no la detectan los empresarios hasta comienzos de 1992. Asimismo, la recuperación del consumo de energía eléctrica de mediados de 1992 los empresarios la advierten, con un año de retraso. Por otra parte, a finales de 1994 la optimista opinión de los empresarios gallegos acerca de la evolución del clima industrial presenta una inflexión a la baja, mientras que todavía a finales de 1995 el consumo de energía eléctrica para usos industriales continúa reflejando una relativa aceleración.

En lo que se refiere a la comparación de las series de clima industrial con el indicador de consumo de energía eléctrica en la industria, en la **Comunidad Valenciana** la evolución experimentada por este último indicador es totalmente coincidente con la que sintetiza el ICI, según se puede observar en el gráfico 35. En efecto, ambas series reflejan una desfavorable evolución del sector industrial valenciano durante el año 1992 y la importante recuperación del mismo a partir de los primeros meses de 1993. De la misma forma, ambas series registran el inicio de una ralentización a finales del año 1994.

Por último, para la Comunidad de **Murcia** no se dispone de datos del consumo de energía en la industria anteriores al año 1989, por lo tanto sólo es posible establecer una comparación con el correspondiente ICI durante un período de tiempo muy reducido. No obstante, si se observa la evolución de ambas series se puede apreciar como ésta es, en términos generales, muy similar en ambas Comunidades. No obstante, durante el año 1990 se produce una divergencia al manifestar el consumo de energía eléctrica en el sector industrial una relativa aceleración que continua hasta la mitad del año 1992, mientras que dicha aceleración sólo se refleja en un ligero repunte a mediados de 1991 en las opiniones de los empresarios. Hay que resaltar que el ICI ha reflejado la recuperación de la actividad industrial del año 1994 casi con un año de anticipación que el indicador de consumo de energía en la industria.

GRAFICO 28
COMPARACION ENTRE I.C.I. E I.P. I.

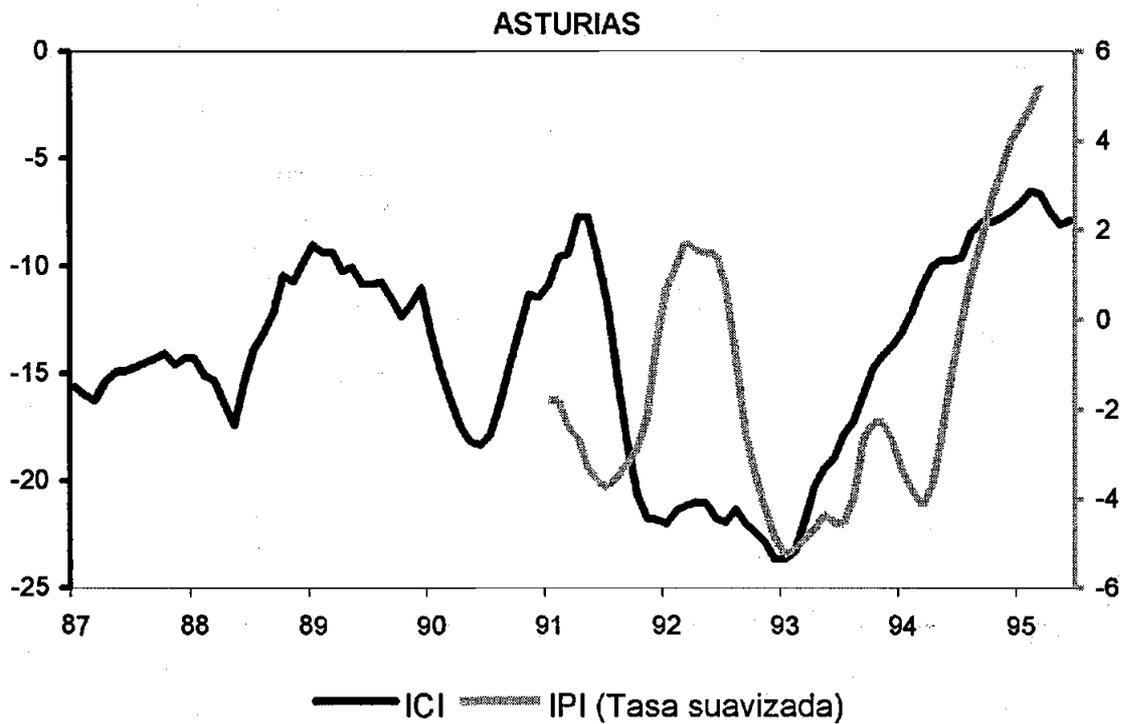
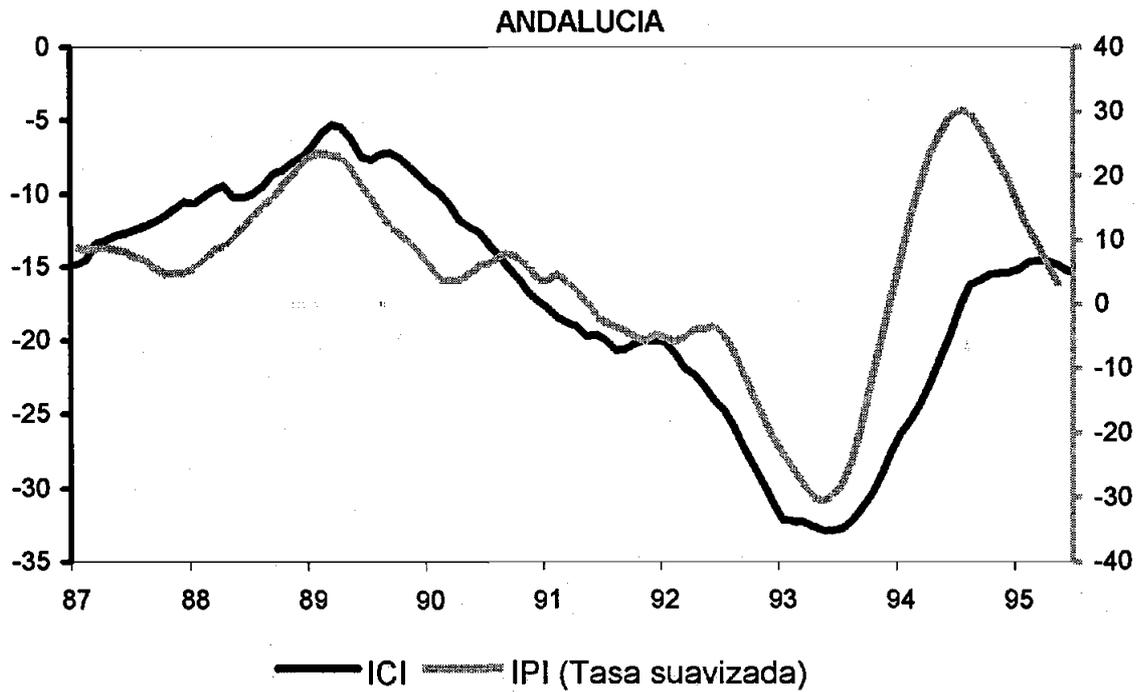
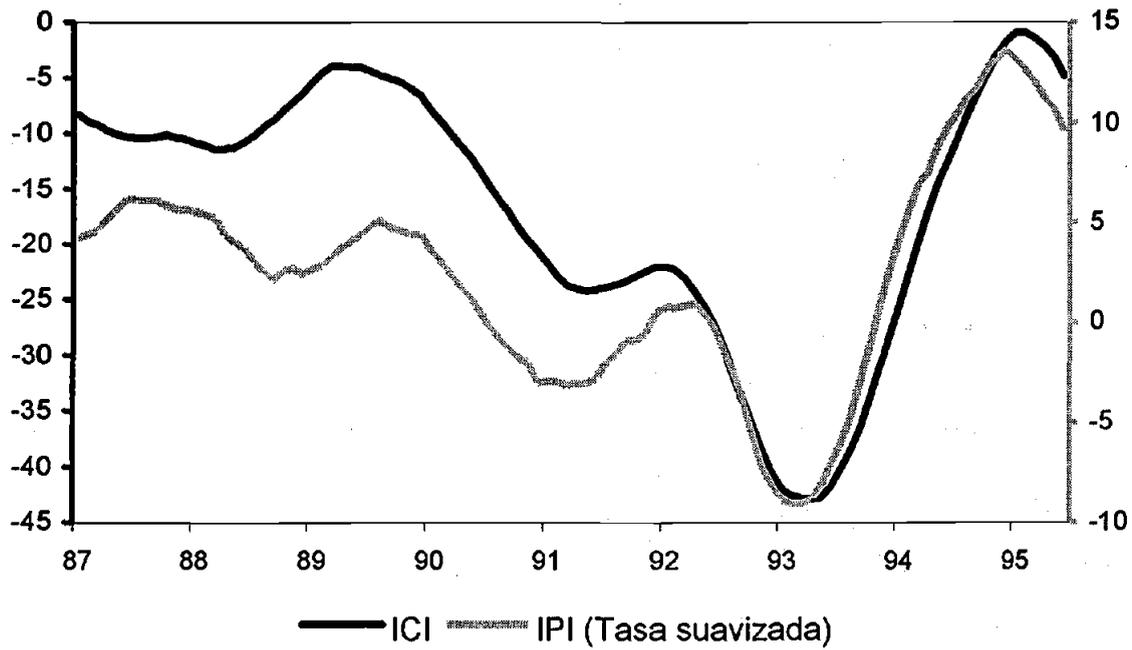


GRAFICO 29
COMPARACION ENTRE I.C.I. E I.P.I.

CATALUÑA



PAIS VASCO

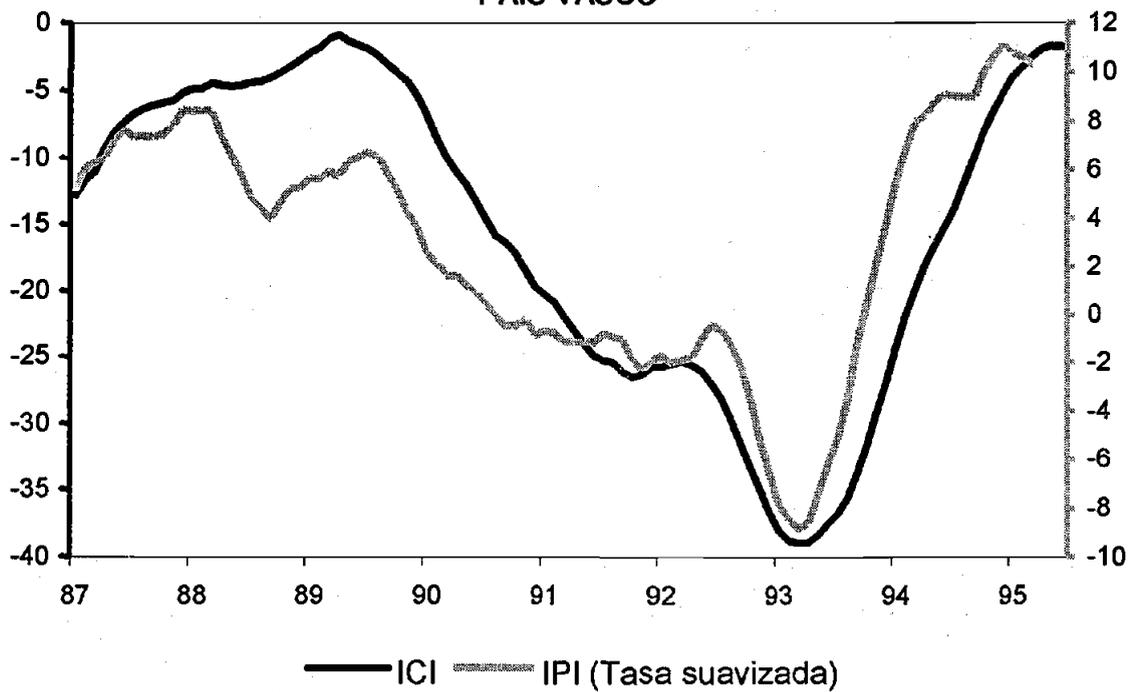
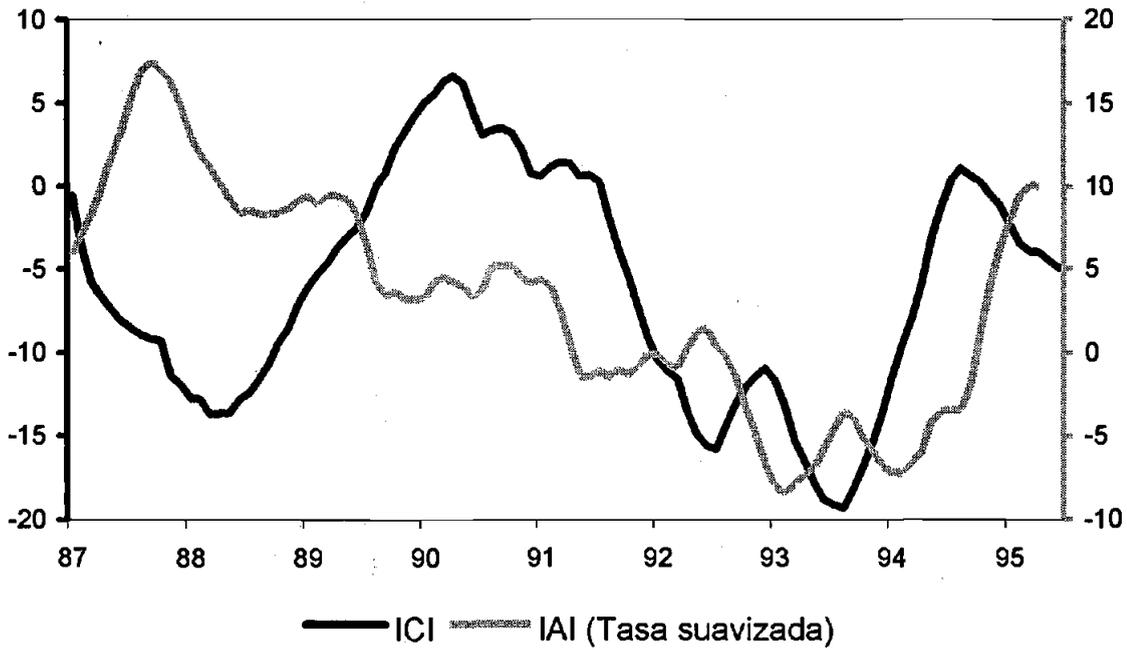


GRAFICO 30
COMPARACION ENTRE I.C.I. E I.A.I.

BALEARES



CANARIAS

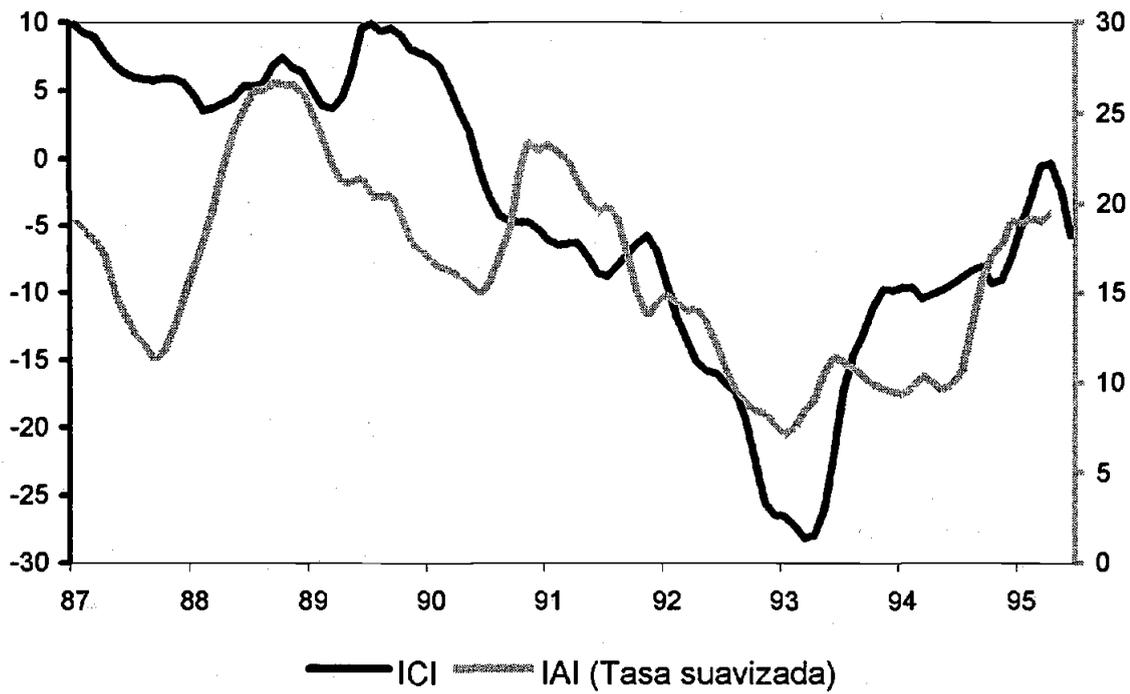


GRAFICO 31
COMPARACION ENTRE I.C.I. E I.A.I.

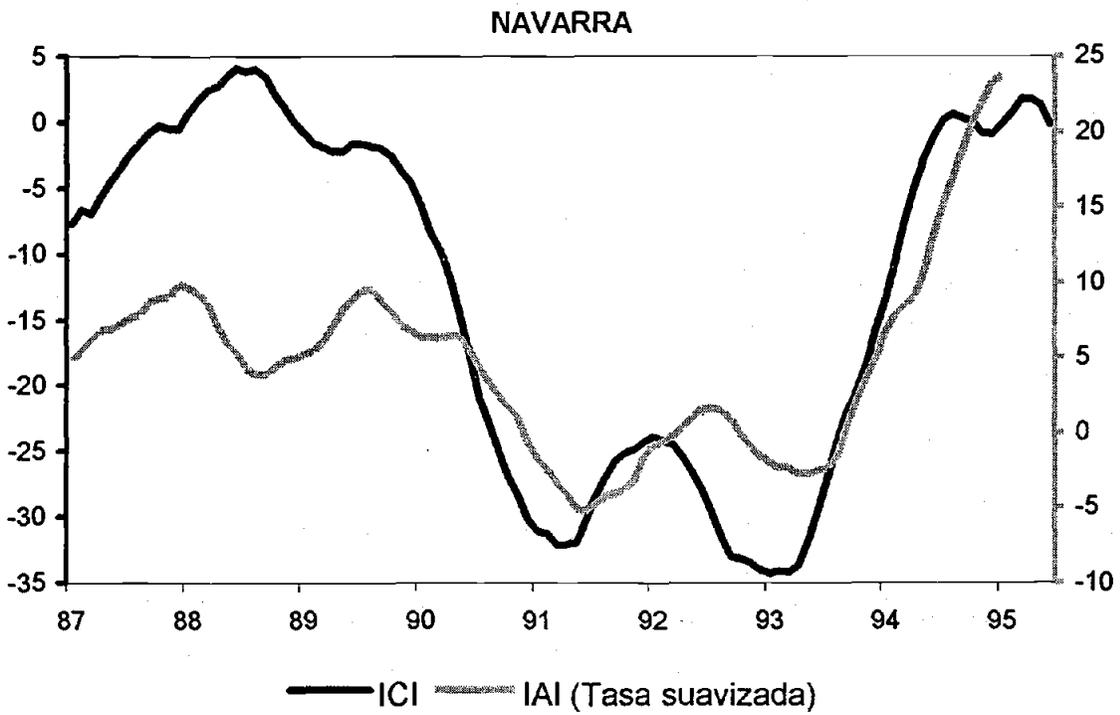
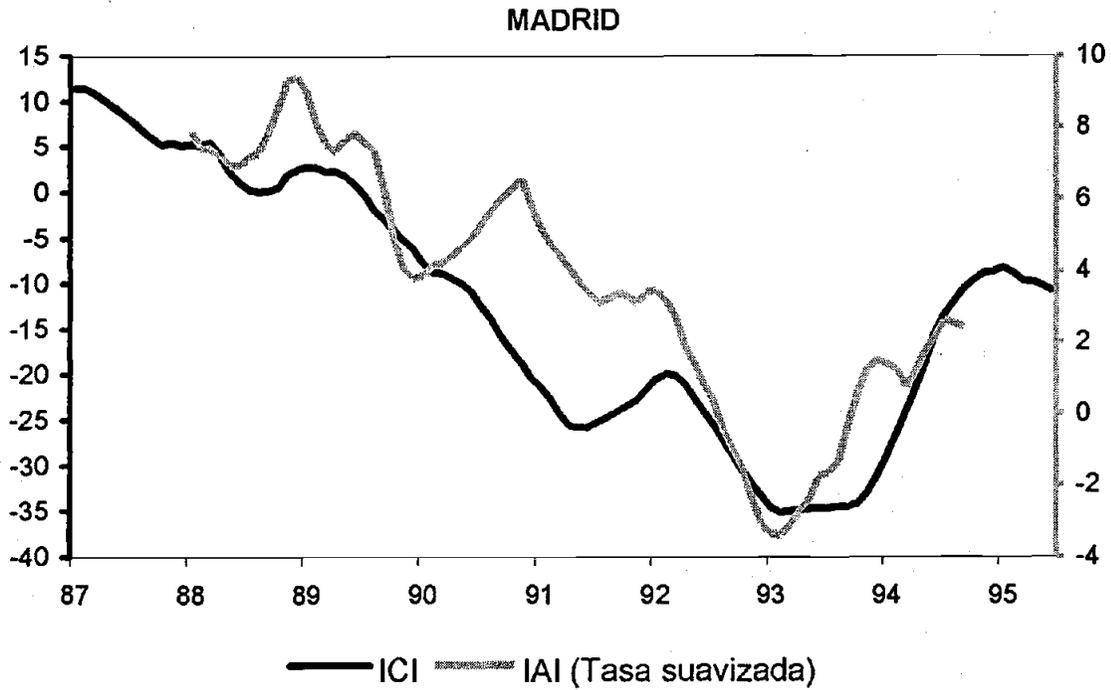


GRAFICO 32
COMPARACION ENTRE I.C.I. E I.A.I.

LA RIOJA

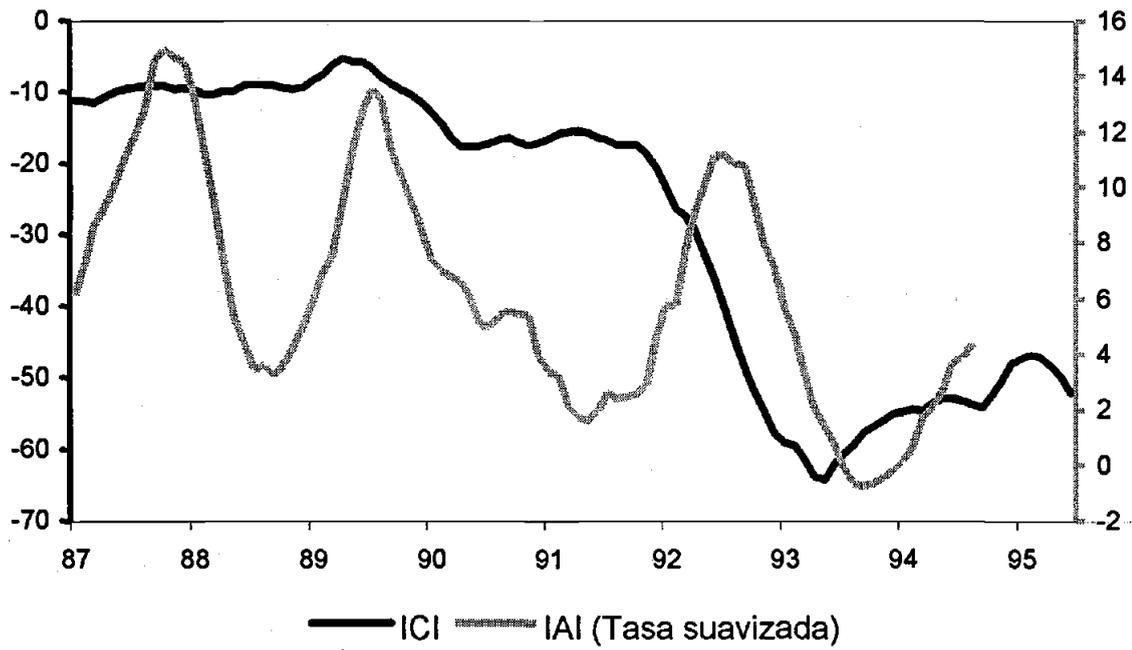
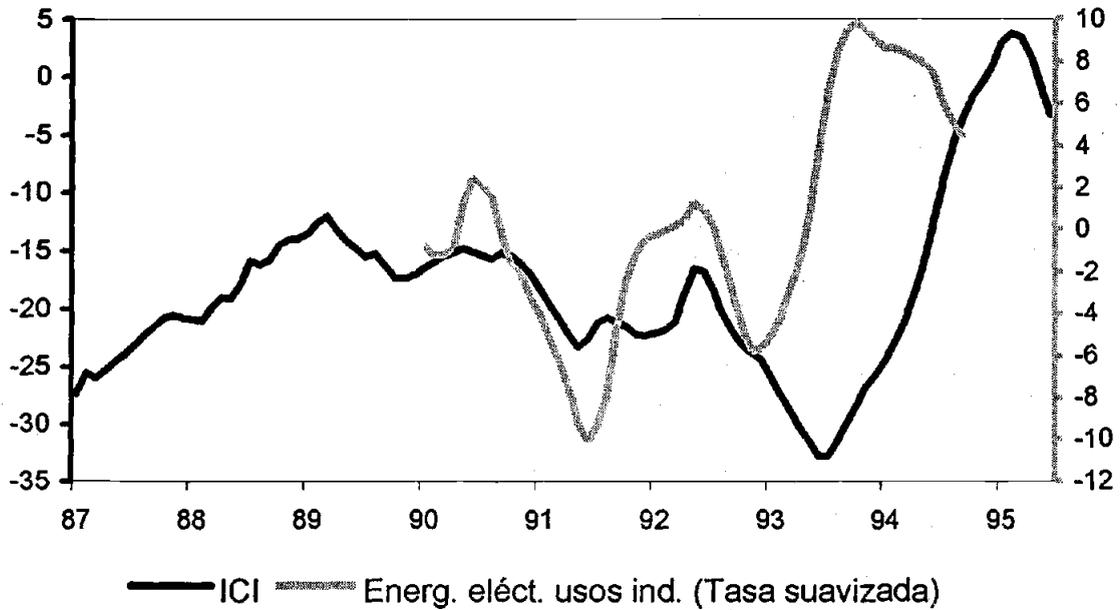


GRAFICO 33
 COMPARACION ENTRE I.C.I. Y CONSUMO ENER. ELEC.
 PARA USOS INDUSTRIALES

CANTABRIA



CASTILLA Y LEON

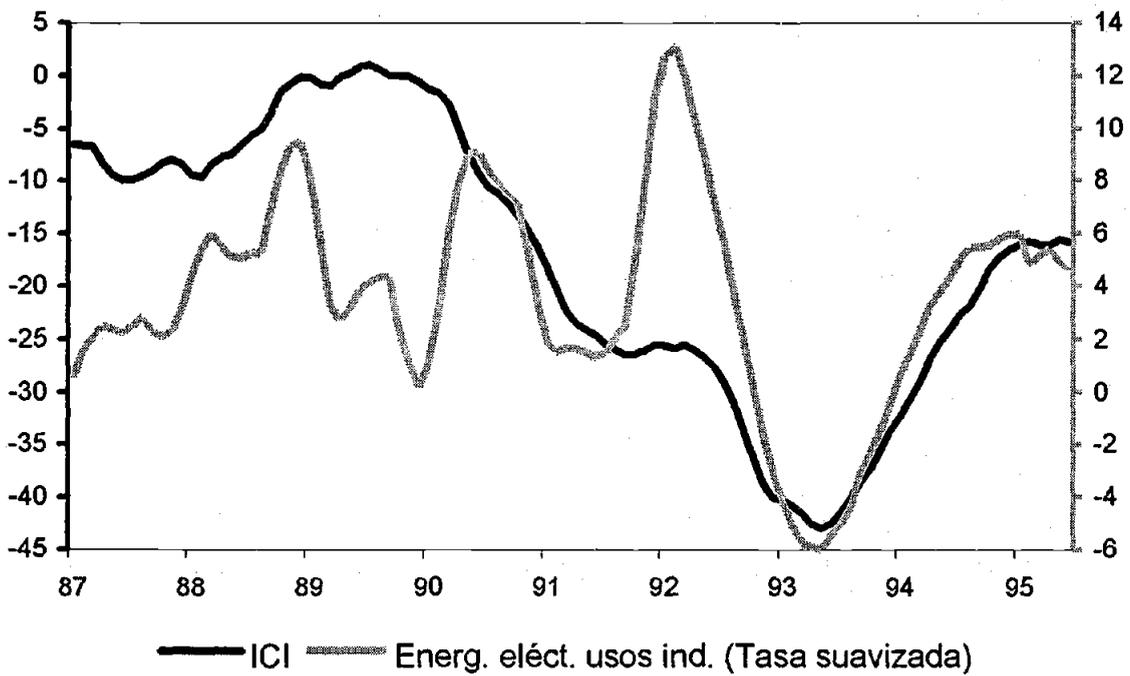
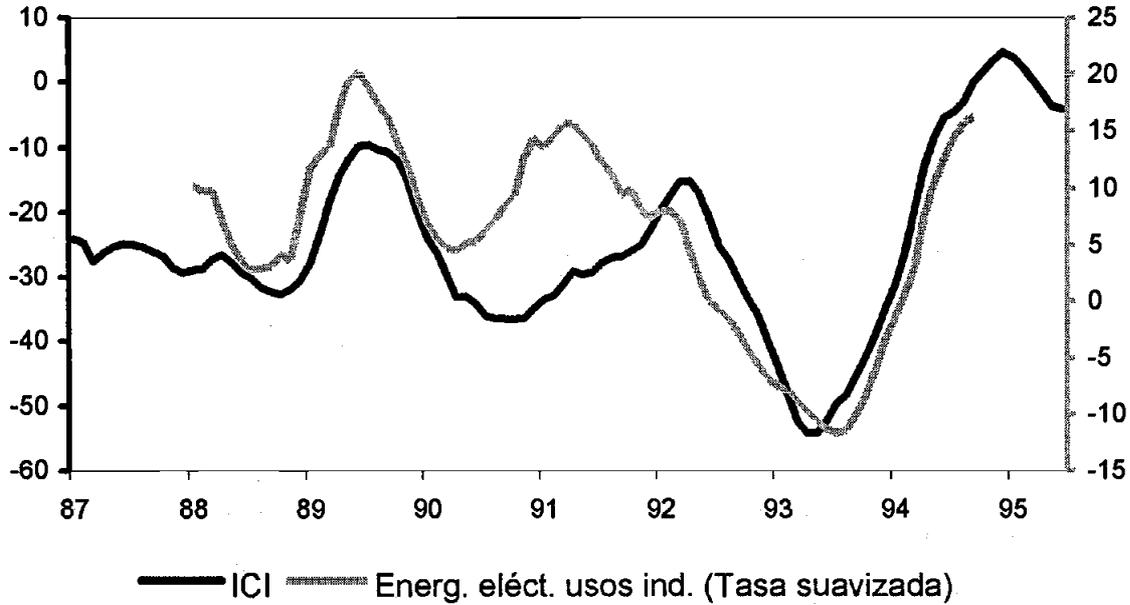


GRAFICO 34
COMPARACION ENTRE I.C.I. Y CONSUMO ENER. ELEC.
PARA USOS INDUSTRIALES

EXTREMADURA



GALICIA

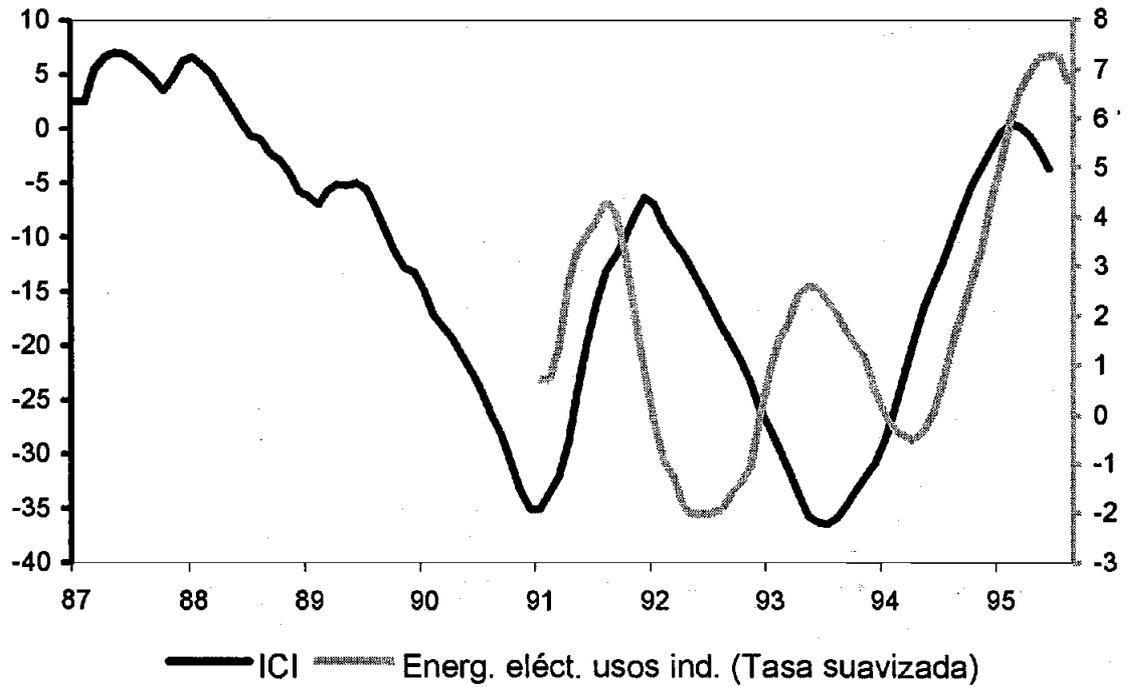
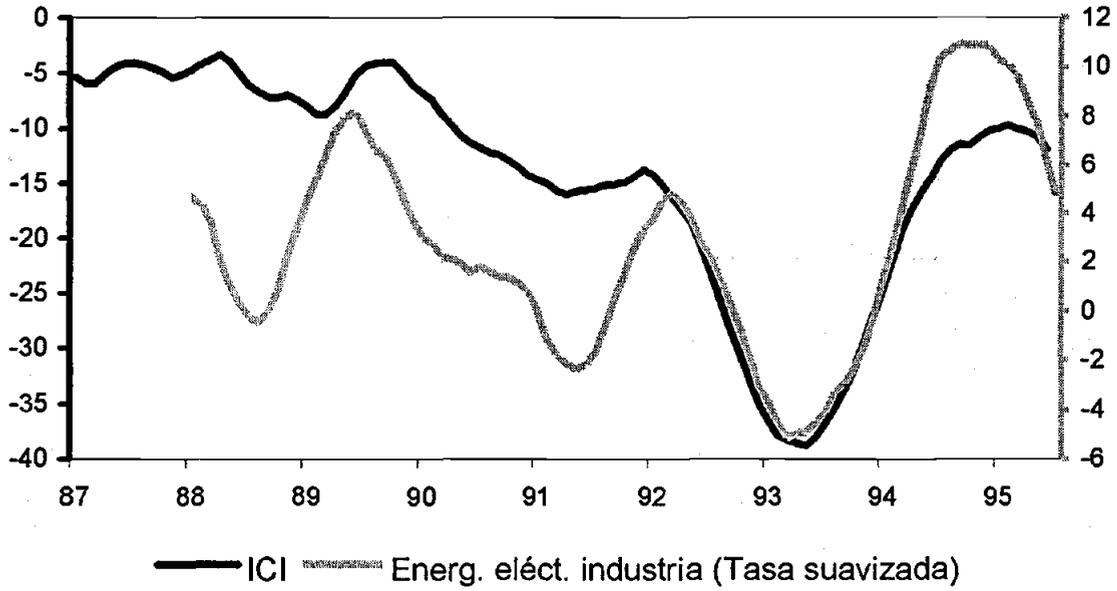
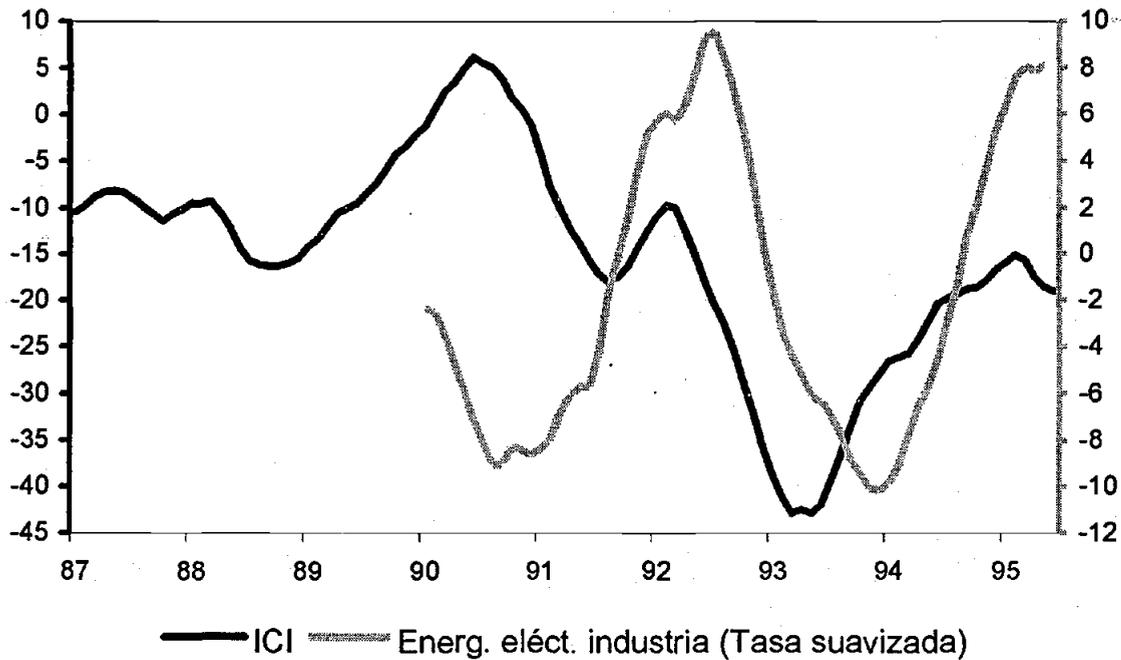


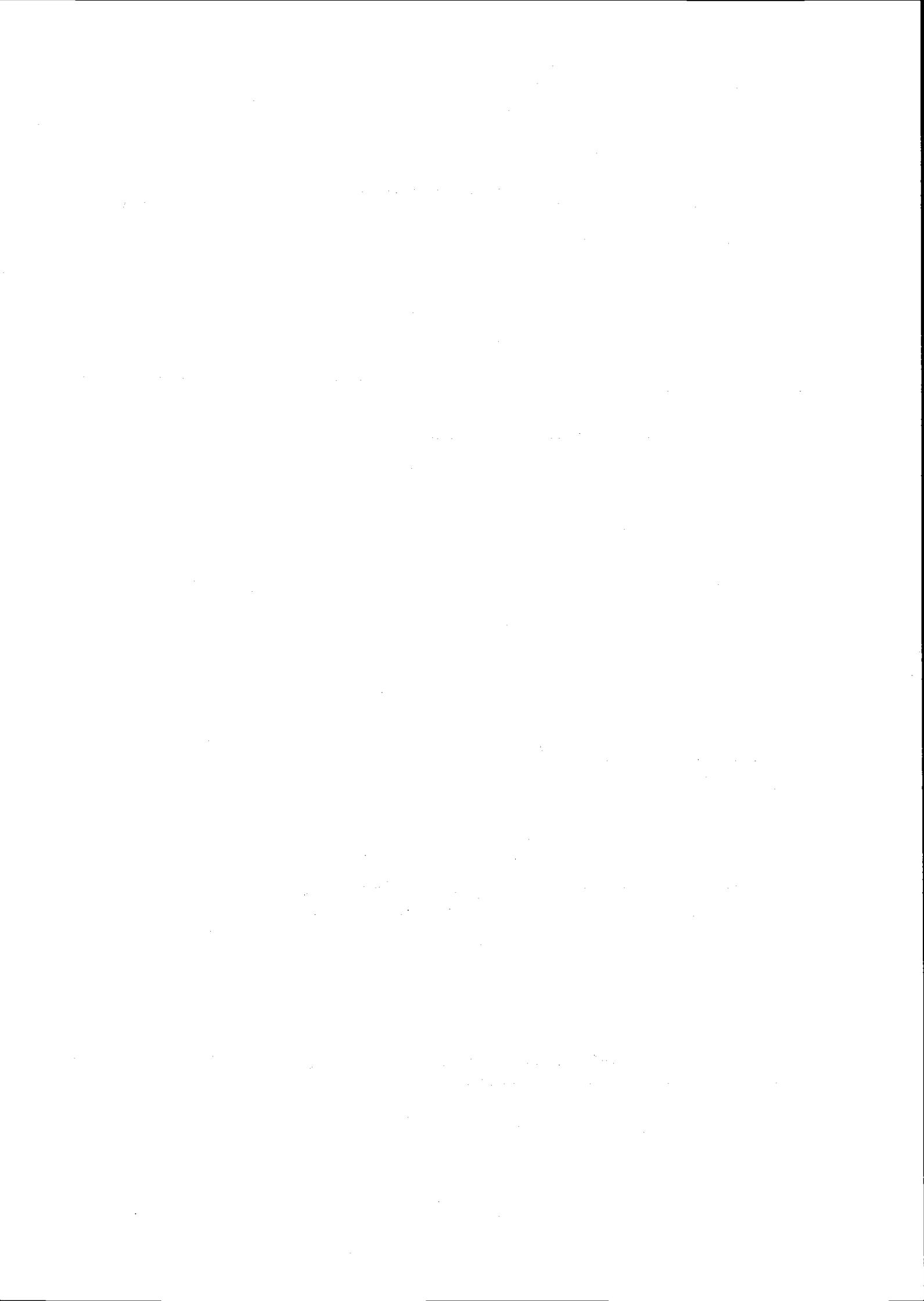
GRAFICO 35
 COMPARACION ENTRE I.C.I. Y ENER. ELEC.
 EN LA INDUSTRIA

COM. VALENCIANA



MURCIA





4.

INDICADORES DE CLIMA INDUSTRIAL DE LAS CC.AA.

	ANDALUCIA	ARAGON	ASTURIAS	BALEARES	CANARIAS	CANTABRIA	C.LEON	C.MANCHA	CATALUÑA
1987 ENE	-14,83	-8,20	-15,61	-0,53	9,86	-27,33	-6,50	-9,50	-8,25
FEB	-14,53	-9,36	-15,97	-3,72	9,25	-25,58	-6,69	-8,45	-8,92
MAR	-13,44	-9,36	-16,25	-5,86	8,97	-25,97	-6,75	-8,08	-9,20
ABR	-13,17	-8,70	-15,33	-6,72	7,78	-25,31	-8,44	-8,81	-9,70
MAY	-12,86	-7,99	-14,93	-7,48	6,90	-24,59	-9,44	-8,96	-10,06
JUN	-12,66	-7,35	-14,87	-8,10	6,33	-23,96	-9,90	-8,61	-10,31
JUL	-12,43	-6,77	-14,71	-8,57	6,02	-23,20	-9,90	-7,83	-10,42
AGO	-12,19	-6,22	-14,50	-8,94	5,85	-22,30	-9,57	-6,61	-10,40
SEP	-11,87	-5,71	-14,30	-9,18	5,77	-21,54	-9,06	-5,07	-10,26
OCT	-11,48	-5,30	-14,06	-9,30	5,94	-20,80	-8,27	-3,15	-10,05
NOV	-11,03	-6,22	-14,58	-11,38	5,90	-20,52	-7,99	-2,57	-10,32
DIC	-10,53	-5,99	-14,27	-11,98	5,62	-20,76	-8,41	-2,65	-10,44
1988 ENE	-10,63	-6,17	-14,27	-12,72	4,71	-20,86	-9,42	-3,30	-10,82
FEB	-10,16	-5,66	-15,09	-12,82	3,58	-21,05	-9,60	-3,00	-11,06
MAR	-9,71	-4,78	-15,33	-13,68	3,80	-19,88	-8,45	-2,44	-11,40
ABR	-9,46	-3,58	-16,35	-13,66	4,16	-19,07	-7,74	-1,68	-11,33
MAY	-10,25	-3,39	-17,37	-13,60	4,47	-19,05	-7,50	-0,73	-11,21
JUN	-10,22	-3,12	-15,43	-12,82	5,32	-17,84	-6,52	0,96	-10,74
JUL	-9,99	-2,84	-13,88	-12,42	5,32	-15,91	-5,70	3,43	-10,11
AGO	-9,45	-2,37	-13,10	-11,60	5,54	-16,16	-5,10	6,13	-9,32
SEP	-8,65	-2,62	-12,16	-10,70	6,88	-15,79	-3,43	9,58	-8,74
OCT	-8,38	-2,03	-10,44	-9,39	7,45	-14,51	-1,43	12,48	-7,86
NOV	-7,85	-1,92	-10,73	-8,56	6,74	-14,06	-0,76	14,11	-7,12
DIC	-7,46	-2,13	-9,85	-7,05	6,38	-13,96	-0,10	15,79	-6,33
1989 ENE	-6,71	-2,97	-9,01	-6,06	5,12	-13,53	-0,22	16,01	-5,35
FEB	-5,83	-3,34	-9,39	-5,28	3,95	-12,59	-0,74	16,39	-4,50
MAR	-5,28	-3,93	-9,39	-4,65	3,79	-12,05	-0,92	16,54	-3,93
ABR	-5,45	-4,34	-10,23	-3,73	4,54	-13,28	-0,15	16,36	-3,89
MAY	-6,26	-4,51	-10,06	-3,05	6,44	-14,15	0,25	15,82	-4,03
JUN	-7,47	-4,80	-10,83	-2,50	9,64	-14,76	0,85	14,27	-4,01
JUL	-7,68	-5,36	-10,85	-1,50	9,91	-15,53	1,08	13,41	-4,38
AGO	-7,30	-5,12	-10,76	0,04	9,39	-15,28	0,60	12,79	-4,76
SEP	-7,22	-4,24	-11,54	0,78	9,57	-16,22	0,02	10,71	-5,06
OCT	-7,60	-4,04	-12,33	2,32	9,12	-17,35	-0,02	8,76	-5,36
NOV	-8,19	-4,65	-11,78	3,29	8,06	-17,33	-0,06	6,80	-5,93
DIC	-8,77	-6,21	-11,03	4,27	7,77	-17,04	-0,63	5,12	-6,56
1990 ENE	-9,46	-7,98	-13,13	5,04	7,46	-16,46	-1,32	2,71	-7,77
FEB	-9,95	-9,78	-14,82	5,53	6,75	-15,97	-1,61	0,76	-8,79
MAR	-10,69	-12,31	-16,25	6,30	5,22	-15,41	-2,64	-0,64	-9,85
ABR	-11,73	-14,51	-17,45	6,63	3,52	-15,16	-5,08	-0,93	-10,94
MAY	-12,25	-16,79	-18,13	6,18	2,06	-14,84	-7,47	-0,95	-11,91
JUN	-12,63	-18,47	-18,34	4,54	-0,76	-15,14	-9,22	-1,09	-13,22
JUL	-13,51	-20,41	-17,87	3,11	-2,86	-15,41	-10,56	-1,87	-14,62
AGO	-14,22	-22,34	-16,46	3,38	-4,22	-15,66	-11,17	-3,27	-15,87
SEP	-15,04	-23,86	-14,71	3,51	-4,62	-15,24	-12,09	-4,60	-17,01
OCT	-15,81	-25,39	-13,02	3,23	-4,73	-15,45	-13,20	-6,62	-18,44
NOV	-16,70	-27,08	-11,35	2,27	-4,73	-16,08	-14,54	-8,05	-19,65
DIC	-17,31	-27,73	-11,48	0,77	-5,28	-16,97	-16,21	-9,19	-20,63
1991 ENE	-17,76	-27,55	-10,88	0,63	-6,05	-18,27	-18,13	-10,13	-21,73
FEB	-18,45	-28,66	-9,63	1,17	-6,38	-19,62	-20,33	-11,23	-22,93
MAR	-18,76	-30,03	-9,47	1,46	-6,30	-20,87	-22,41	-12,24	-23,74
ABR	-19,06	-30,33	-7,74	1,39	-6,29	-22,18	-23,47	-12,79	-24,02

MAY	-19,67	-29,79	-7,74	0,62	-7,35	-23,26	-24,09	-13,44	-24,27
JUN	-19,59	-28,03	-9,52	0,68	-8,52	-22,63	-24,67	-13,75	-24,10
JUL	-19,97	-26,49	-11,76	0,32	-8,76	-21,21	-25,45	-13,38	-23,87
AGO	-20,65	-25,63	-15,12	-1,91	-7,92	-20,78	-26,01	-12,12	-23,64
SEP	-20,54	-24,24	-18,21	-3,76	-7,05	-21,12	-26,42	-9,92	-23,31
OCT	-20,17	-22,52	-20,70	-5,50	-6,28	-21,51	-26,43	-8,72	-22,86
NOV	-19,98	-20,50	-21,76	-7,34	-5,71	-22,20	-26,05	-8,87	-22,47
DIC	-20,00	-18,27	-21,83	-9,09	-6,87	-22,30	-25,57	-10,94	-22,08
1992 ENE	-20,09	-17,18	-22,03	-10,44	-9,26	-22,11	-25,56	-13,34	-22,01
FEB	-20,87	-16,25	-21,43	-11,11	-11,80	-21,82	-25,80	-15,96	-22,32
MAR	-21,86	-15,29	-21,18	-11,58	-13,43	-21,21	-25,59	-17,46	-23,12
ABR	-22,31	-15,36	-21,03	-13,48	-15,02	-18,65	-25,97	-19,03	-24,31
MAY	-23,01	-15,97	-21,07	-14,93	-15,75	-16,56	-26,68	-21,23	-25,65
JUN	-24,01	-17,40	-21,78	-15,55	-15,96	-16,73	-27,59	-22,96	-27,38
JUL	-24,66	-18,67	-21,96	-15,77	-16,69	-18,27	-28,97	-26,40	-29,44
AGO	-25,81	-20,09	-21,34	-14,38	-17,30	-20,48	-30,99	-29,73	-31,81
SEP	-27,17	-22,67	-21,98	-13,08	-19,38	-21,98	-33,61	-33,00	-34,13
OCT	-28,46	-24,82	-22,40	-12,07	-22,33	-23,06	-36,14	-34,56	-36,40
NOV	-29,66	-26,34	-22,87	-11,46	-25,51	-23,82	-38,66	-35,13	-38,55
DIC	-30,96	-28,34	-23,64	-10,98	-26,46	-24,46	-40,06	-34,00	-40,55
1993 ENE	-32,10	-30,21	-23,65	-11,67	-26,52	-25,89	-40,32	-32,27	-41,95
FEB	-32,21	-30,88	-23,27	-13,14	-27,25	-27,43	-40,82	-30,08	-42,53
MAR	-32,28	-31,02	-21,88	-15,29	-28,15	-28,82	-41,51	-29,49	-42,78
ABR	-32,58	-31,24	-20,27	-16,49	-27,96	-30,25	-42,54	-28,79	-42,87
MAY	-32,84	-31,52	-19,43	-17,79	-26,05	-31,45	-43,00	-27,19	-42,69
JUN	-32,89	-31,12	-18,90	-18,76	-22,08	-32,80	-42,47	-25,80	-41,80
JUL	-32,71	-29,67	-17,82	-19,07	-17,24	-32,75	-41,45	-23,79	-40,25
AGO	-32,19	-28,45	-17,24	-19,29	-14,49	-31,45	-40,05	-22,06	-38,60
SEP	-31,36	-27,07	-15,95	-18,15	-13,03	-29,90	-38,46	-20,95	-36,54
OCT	-30,46	-25,36	-14,75	-16,87	-11,08	-28,31	-37,32	-20,04	-33,91
NOV	-29,12	-23,76	-14,17	-15,36	-9,78	-26,70	-35,48	-18,79	-31,12
DIC	-27,53	-22,06	-13,67	-13,64	-9,84	-25,67	-33,66	-17,40	-28,32
1994 ENE	-26,27	-20,45	-13,05	-11,52	-9,64	-24,39	-32,29	-15,62	-25,46
FEB	-25,41	-18,62	-12,10	-9,51	-9,67	-22,88	-30,63	-14,61	-22,58
MAR	-24,20	-16,85	-10,88	-7,96	-10,45	-21,04	-28,98	-13,24	-19,74
ABR	-22,82	-14,70	-10,05	-5,91	-10,08	-18,61	-26,76	-12,28	-16,93
MAY	-21,23	-11,88	-9,74	-3,18	-9,82	-15,93	-25,29	-12,15	-14,56
JUN	-19,64	-9,26	-9,77	-1,22	-9,37	-12,39	-24,04	-12,55	-12,46
JUL	-17,66	-6,69	-9,61	0,32	-8,87	-8,79	-22,71	-12,58	-10,47
AGO	-16,21	-4,20	-8,44	1,09	-8,35	-5,67	-21,82	-12,26	-8,35
SEP	-15,90	-1,90	-7,96	0,65	-8,05	-3,50	-20,25	-11,88	-6,45
OCT	-15,51	0,17	-7,98	0,29	-9,28	-1,70	-18,32	-11,65	-4,60
NOV	-15,38	1,66	-7,77	-0,50	-9,04	-0,49	-17,21	-11,98	-2,92
DIC	-15,34	2,81	-7,47	-1,13	-7,36	1,02	-16,46	-11,45	-1,74
1995 ENE	-15,14	3,19	-7,05	-2,41	-4,93	2,99	-16,11	-10,36	-0,96
FEB	-14,64	2,94	-6,55	-3,48	-2,80	3,75	-15,81	-8,73	-0,95
MAR	-14,53	2,91	-6,65	-3,94	-0,57	3,44	-16,05	-7,50	-1,41
ABR	-14,60	2,78	-7,50	-4,01	-0,36	1,95	-16,09	-7,04	-2,11
MAY	-14,86	2,73	-8,06	-4,51	-2,24	-0,54	-15,63	-6,96	-3,18
JUN	-15,26	2,07	-7,90	-4,92	-5,69	-3,21	-15,79	-7,03	-4,75

INDICADORES DE CLIMA INDUSTRIAL DE LAS CC.AA. (cont.)

	C.VALENC.	EXTREMA.	GALICIA	MADRID	MURCIA	NAVARRA	P.VASCO	LA RIOJA
1987 ENE	-5,39	-24,11	2,61	11,42	-10,47	-7,70	-12,75	-11,06
FEB	-5,97	-24,64	2,47	11,47	-9,72	-6,64	-11,61	-11,20
MAR	-5,94	-27,47	5,53	10,86	-8,86	-6,92	-11,03	-11,39
ABR	-5,14	-26,17	6,67	10,19	-8,31	-5,64	-9,31	-10,50
MAY	-4,52	-25,24	7,06	9,45	-8,17	-4,50	-8,09	-9,90
JUN	-4,19	-24,87	6,90	8,57	-8,41	-3,40	-7,26	-9,54
JUL	-4,13	-24,96	6,32	7,64	-9,04	-2,39	-6,70	-9,26
AGO	-4,29	-25,33	5,47	6,73	-9,83	-1,55	-6,32	-9,12
SEP	-4,55	-25,99	4,59	5,91	-10,64	-0,80	-6,06	-9,07
OCT	-4,89	-26,73	3,56	5,20	-11,40	-0,24	-5,86	-9,11
NOV	-5,41	-28,54	4,69	5,41	-10,66	-0,45	-5,68	-9,56
DIC	-5,15	-29,26	6,30	5,12	-10,14	-0,48	-5,10	-9,39
1988 ENE	-4,75	-28,93	6,62	5,28	-9,46	0,73	-4,84	-9,67
FEB	-4,20	-28,71	5,92	5,16	-9,58	1,62	-4,82	-10,27
MAR	-3,83	-27,22	5,01	5,43	-9,36	2,42	-4,45	-10,19
ABR	-3,37	-26,55	3,56	4,20	-10,49	2,72	-4,58	-9,83
MAY	-3,99	-27,68	2,17	2,38	-12,07	3,47	-4,66	-9,73
JUN	-5,09	-29,26	0,65	1,11	-14,38	4,08	-4,58	-9,00
JUL	-6,11	-30,14	-0,67	0,36	-15,65	3,83	-4,38	-8,82
AGO	-6,71	-31,67	-0,96	0,07	-16,11	4,01	-4,31	-8,92
SEP	-7,16	-32,27	-2,29	0,20	-16,28	3,45	-4,00	-9,06
OCT	-7,24	-32,66	-2,91	0,56	-16,25	2,06	-3,63	-9,40
NOV	-6,98	-31,88	-4,09	1,94	-15,98	1,11	-3,20	-9,60
DIC	-7,39	-30,49	-5,78	2,54	-15,39	0,06	-2,71	-9,26
1989 ENE	-8,00	-27,75	-6,30	2,81	-14,18	-0,72	-2,17	-8,31
FEB	-8,72	-23,26	-6,98	2,70	-13,30	-1,54	-1,76	-7,46
MAR	-8,69	-18,31	-5,76	2,31	-11,89	-1,88	-1,12	-6,19
ABR	-7,90	-14,30	-5,12	2,27	-10,58	-2,18	-0,88	-5,29
MAY	-6,74	-11,69	-5,26	1,78	-10,02	-2,18	-1,34	-5,60
JUN	-5,25	-9,80	-5,00	0,83	-9,56	-1,63	-1,62	-5,75
JUL	-4,44	-9,63	-5,56	-0,28	-8,46	-1,60	-1,92	-6,56
AGO	-4,14	-10,39	-7,33	-1,89	-7,44	-1,78	-2,39	-7,87
SEP	-4,07	-10,71	-9,33	-2,87	-5,92	-1,93	-3,08	-8,86
OCT	-4,12	-11,85	-11,36	-4,16	-4,27	-2,50	-3,68	-9,67
NOV	-4,99	-14,94	-12,87	-5,22	-3,43	-3,67	-4,32	-10,24
DIC	-6,04	-19,59	-13,19	-6,15	-2,20	-4,57	-5,41	-11,33
1990 ENE	-6,74	-23,86	-14,85	-7,66	-1,23	-6,26	-6,85	-12,68
FEB	-7,41	-26,17	-17,22	-8,71	0,73	-8,33	-8,51	-14,12
MAR	-8,67	-29,59	-18,26	-8,89	2,48	-9,61	-9,93	-16,22
ABR	-9,68	-33,02	-19,42	-9,44	3,40	-11,76	-11,09	-17,53
MAY	-10,69	-32,96	-21,00	-9,99	4,90	-14,38	-11,98	-17,58
JUN	-11,32	-34,08	-22,47	-10,99	6,11	-17,63	-13,26	-17,51
JUL	-11,78	-35,93	-24,22	-12,54	5,37	-20,85	-14,56	-17,15
AGO	-12,19	-36,41	-26,40	-13,90	4,94	-22,75	-15,78	-16,64
SEP	-12,41	-36,44	-28,11	-15,68	3,69	-24,95	-16,35	-16,32
OCT	-12,97	-36,48	-30,71	-17,15	1,65	-26,91	-17,11	-17,09
NOV	-13,53	-36,31	-33,35	-18,58	0,60	-28,33	-18,42	-17,45
DIC	-14,28	-34,79	-35,04	-20,26	-1,07	-30,12	-19,67	-17,02
1991 ENE	-14,70	-33,48	-35,08	-21,21	-4,27	-31,05	-20,26	-16,48
FEB	-15,05	-32,89	-33,59	-22,42	-7,77	-31,27	-20,85	-15,77
MAR	-15,72	-31,04	-32,06	-24,16	-10,00	-32,07	-22,02	-15,50
ABR	-16,08	-29,06	-28,93	-25,48	-12,28	-32,05	-22,99	-15,33

MAY	-15,80	-29,60	-24,14	-25,81	-13,82	-31,93	-24,00	-15,63
JUN	-15,64	-29,27	-19,91	-25,75	-15,59	-30,36	-24,91	-16,25
JUL	-15,46	-27,70	-16,18	-25,20	-17,11	-28,46	-25,24	-16,71
AGO	-15,19	-27,02	-13,12	-24,74	-17,98	-27,09	-25,41	-17,35
SEP	-15,15	-26,80	-11,79	-24,08	-17,43	-25,72	-26,13	-17,36
OCT	-14,98	-25,93	-10,02	-23,36	-16,36	-25,14	-26,51	-17,28
NOV	-14,47	-25,03	-8,00	-22,75	-14,43	-24,82	-26,30	-18,57
DIC	-13,84	-22,72	-6,41	-21,63	-12,51	-24,29	-25,79	-20,43
1992 ENE	-14,23	-19,71	-6,96	-20,44	-10,95	-23,93	-25,76	-23,17
FEB	-15,19	-17,44	-8,94	-19,89	-9,77	-24,23	-25,54	-26,36
MAR	-16,32	-15,24	-10,38	-20,12	-10,02	-24,52	-25,31	-27,34
ABR	-17,33	-15,20	-11,48	-21,06	-12,39	-25,41	-25,63	-29,34
MAY	-18,54	-17,09	-13,13	-22,56	-14,98	-26,59	-26,09	-32,89
JUN	-20,66	-20,68	-14,75	-24,06	-17,94	-27,89	-26,98	-36,23
JUL	-23,14	-25,20	-16,48	-25,48	-20,48	-29,64	-28,09	-40,20
AGO	-25,66	-27,36	-18,25	-27,11	-22,69	-31,59	-29,62	-44,74
SEP	-28,17	-30,51	-19,74	-28,93	-25,64	-33,01	-31,53	-48,68
OCT	-30,33	-33,41	-21,34	-30,60	-29,10	-33,14	-33,28	-51,93
NOV	-32,75	-35,83	-23,30	-32,06	-32,25	-33,42	-34,94	-54,86
DIC	-34,99	-39,82	-25,89	-33,38	-35,88	-34,05	-36,67	-57,78
1993 ENE	-36,53	-43,82	-27,58	-34,60	-38,78	-34,34	-38,03	-59,04
FEB	-37,85	-48,16	-29,58	-35,11	-41,16	-34,12	-38,81	-59,40
MAR	-38,28	-52,48	-31,57	-34,95	-42,87	-34,24	-38,95	-61,33
ABR	-38,58	-54,15	-33,78	-34,83	-42,45	-33,69	-38,87	-63,69
MAY	-38,76	-54,16	-35,72	-34,68	-42,86	-31,74	-38,37	-64,24
JUN	-38,05	-52,31	-36,27	-34,71	-41,91	-29,62	-37,53	-62,04
JUL	-36,77	-49,52	-36,47	-34,69	-39,27	-27,06	-36,77	-60,56
AGO	-35,30	-48,11	-35,94	-34,51	-36,54	-24,31	-35,62	-59,41
SEP	-33,70	-45,26	-34,75	-34,46	-33,58	-22,09	-33,77	-57,58
OCT	-31,85	-42,32	-33,38	-34,11	-30,72	-20,58	-31,66	-56,77
NOV	-29,75	-39,02	-32,07	-32,89	-29,32	-18,38	-29,16	-56,01
DIC	-27,11	-34,94	-30,81	-31,09	-27,87	-15,72	-26,77	-55,04
1994 ENE	-24,67	-31,04	-28,78	-28,90	-26,49	-13,40	-24,15	-54,74
FEB	-22,00	-26,07	-25,89	-26,51	-26,09	-10,56	-21,79	-54,36
MAR	-19,35	-19,32	-22,76	-23,98	-25,64	-7,47	-19,80	-54,51
ABR	-17,40	-12,79	-19,64	-21,35	-24,16	-4,76	-17,90	-53,54
MAY	-15,85	-8,50	-16,67	-18,52	-22,30	-2,63	-16,48	-52,86
JUN	-14,52	-5,54	-14,45	-15,44	-20,39	-1,03	-15,12	-52,83
JUL	-12,96	-4,56	-12,38	-13,42	-19,85	0,13	-13,77	-53,18
AGO	-11,98	-3,05	-9,97	-11,84	-19,40	0,56	-11,91	-53,66
SEP	-11,42	0,07	-7,54	-10,49	-18,88	0,31	-9,92	-54,10
OCT	-11,49	1,58	-5,29	-9,56	-18,62	0,00	-8,05	-52,42
NOV	-10,80	3,29	-3,65	-8,88	-17,89	-0,79	-6,52	-50,44
DIC	-10,23	4,56	-2,00	-8,66	-16,68	-0,90	-5,15	-48,07
1995 ENE	-10,02	3,75	-0,40	-8,22	-15,89	-0,17	-3,99	-47,25
FEB	-9,73	2,18	0,36	-8,75	-15,11	0,71	-3,18	-46,77
MAR	-10,07	0,29	0,15	-9,56	-15,69	1,72	-2,40	-47,12
ABR	-10,30	-1,65	-0,63	-9,75	-17,53	1,76	-1,86	-48,37
MAY	-10,76	-3,72	-2,02	-10,15	-18,60	1,30	-1,70	-49,80
JUN	-11,90	-4,16	-3,74	-10,66	-19,02	-0,17	-1,76	-52,06

NOTAS

(1) Desde la óptica frecuencial, toda serie temporal de tamaño T se puede considerar como una suma ponderada de oscilaciones sinusoidales de frecuencia

$$2\pi k/T \quad k=0,1,2,\dots,T/2 \quad \text{si } T \text{ par} \\ k=0,1,2,\dots,(T-1)/2 \quad \text{si } T \text{ impar}$$

siendo la frecuencia $2\pi/T$ la frecuencia fundamental, que equivale a $1/T$ ciclos por unidad de tiempo. Todas las demás frecuencias serán los armónicos de esa frecuencia fundamental.

Para analizar una determinada serie temporal desde el dominio de la frecuencia es preciso conocer su función de respuesta frecuencial, puesto que desde esta óptica todo filtro será un operador que modifique la amplitud y el desfase de las oscilaciones de la serie a tratar. Dicha función de respuesta tiene como módulo lo que se denomina **función de ganancia** del filtro. Dicha función mide la correspondiente atenuación o amplificación que el filtro introduce para cada frecuencia. En este sentido se puede afirmar que todo filtro es un selector de determinadas frecuencias o de determinadas "bandas" de frecuencias. El argumento de la función de respuesta es la **función de fase** del filtro, e indica para cada frecuencia el desfase angular que experimenta la oscilación de entrada.

Si, tal como aparece en el trabajo de Melis (1991), se llama $\{W_k\}$ la transformada de Fourier de una sucesión finita $\{X_t\}$ de tamaño T entonces:

$$W_k = (1/\sqrt{T}) \sum_{t=1}^T X_t \exp(-ik(t-1)2\pi/T); \text{ siendo } t=1,2,\dots,T-1 \text{ y } w_0 = \sqrt{TX}$$

Su transformada inversa $\{X_t\}$ será

$$X_t = (1/\sqrt{T}) \sum_{k=1}^T W_k \exp(ik(t-1)2\pi/T) \text{ donde } t=1,2,\dots,T$$

Si a una serie X_t con transformada de Fourier W_k se la somete a un filtro con una función de transferencia $H(B)$ se obtiene otra serie Y_t cuya correspondiente transformada de Fourier será

$$Z_k = H(w_k) * W_k; \text{ siendo } w_k = 2\pi k/T$$

o lo que es lo mismo

$$|Z_k| = G(w_k) |W_k|$$

y $\text{Arg}(Z_k) = \phi(w_k) + \text{Arg}(W_k)$; siendo G y ϕ las funciones de ganancia y la fase del filtro H.

De esta forma, se puede observar como el realizar el análisis del filtrado de una serie temporal desde el dominio de la frecuencia se reduce a realizar un producto de módulos y una suma de fases. Esto significa que si se aplica en cascada un conjunto de filtros distintos a una determinada serie temporal, la serie resultante tiene un módulo igual al producto de los

módulos de los filtros sucesivos y su fase es igual a la suma de las fases de los correspondientes filtros. Hay que recordar que dividiendo el desfase angular por la frecuencia de cada oscilación se obtendrá el desfase temporal de la correspondiente serie de salida, que indica el "lag" temporal o el desplazamiento en el tiempo de la serie de salida.

(2) Dado que dicho filtro es par, se aplica en la forma $1-MM(12)*MM(2)$. Dicho filtro tiene como función de transferencia

$$H(B)=B^0-(a_0+a_1B+a_2B^2+\dots+a_{12}B^{12}); \text{ donde } a_j=1/12 \text{ si } j=1,2,\dots,11$$

$$a_j=1/24 \text{ si } j=0,12,\dots$$

(3) El filtro autorregresivo de orden 2 y potencia mitad en 20 meses tiene la expresión

$$Y_t=b_0X_{t+d}-a_1Y_{t-1}-a_2Y_{t-2}; \text{ siendo } b_0=0.07839; a_1=-1.56291; a_2=0.641306$$

$$\text{Los valores iniciales son } Y_0=Y_1=\sum_{t=1}^{24} X_t/24$$

siendo d el desfase de la banda de paso; $d=3$ ó 4 meses

(4) Todo gráfico que en el eje de ordenadas presenta los módulos de $|W_k|^2$ y en el eje de abscisas la frecuencia correspondiente se denomina periodograma de la serie. En último extremo, dicho gráfico viene a mostrar la distribución de la potencia de la serie en los distintos armónicos de la frecuencia fundamental. En general, en el eje de abscisas no se suele representar las frecuencias (k/T) sino los períodos de las oscilaciones de entrada (T/k) (obsérvese que ambas expresiones son opuestas).

(5) se considerará que una serie X_t sigue un modelo de líneas aéreas si :

$$(1-B)(1-B^{12})X_t=(1-\theta_1B)(1-\theta_{12}B^{12}) a_t$$

$$\text{con } |\theta_1| < 1, \theta_{12} > 0$$

La condición $\theta_{12} > 0$ se impone para que se tenga información en las frecuencias estacionales (Burman 1980). El modelo general del componente de ciclo-tendencia será un IMA(2,2), es decir:

$$(1-B)^2 p_t=(1-\alpha_1B-\alpha_2B^2) b_t$$

La imposición del requisito canónico supone que el modelo canónico del componente de ciclo tendencia para un modelo de líneas aéreas es:

$$(1-B)^2 p_t=(1+B)(1-\alpha B) b_t$$

Entonces el estimador que minimiza el error cuadrático medio del componente estimado será de la forma:

$$p_t=kV(B)V(F)X_t$$

$$\text{con } V(B)=[(1+B)(1-\alpha B)U(B)]/[(1-\theta_1B)*(1-\theta_{12}B^{12})]$$

$$V(F)=[(1-\alpha_1F-\alpha_2F^2)U(F)]/[(1-\theta_1F)*(1-\theta_{12}F^{12})]$$

$$k = \sigma_b / \sigma_a$$

y $U(B) = 1 + B + B^2 + B^3 + \dots + B^{11}$
 $U(F) = 1 + F + F^2 + F^3 + \dots + F^{11}$

Para el cálculo de α y σ_b hay que resolver un sistema de ecuaciones que se deriva de la aplicación del método de los momentos, según se especifica en Maravall (1987).

En trabajos posteriores de Melis y Gómez (1989) y Melis (1991 y 1992) se propone una variación a este método de filtrado que se conoce con el nombre de "filtro de líneas aéreas modificado". Este filtro es mucho más sencillo de aplicar puesto que obvia la descomposición en fracciones parciales que se propone tanto en Burman como en Maravall. Dicho filtro requiere dos condiciones, primero el requisito canónico, es decir que se anule la función de ganancia del filtro en $w = \pi$ y, segundo, la condición de elevada tangencia en el origen (Melis, 1992) para que se asemeje lo más posible a un filtro ideal de paso bajo (Cristóbal y Quilis, 1995).

REFERENCIAS

Aranda, D., González, A. y Petitbó, A. (1994) " Las encuestas de opiniones empresariales: un instrumento para conocer la coyuntura industrial". Economía Industrial n. 299. Ministerio de Industria y Energía

Bell, W.R., Hillmer, S. C. y Tiao, G.C. (1983) " Modeling considerations in the seasonal adjustment of economic time series", en Zellner, A. (De.) Applied Time Series Analysis of Economic Data, U.S., Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington, USA.

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

Comisión de la CE (1991) " Business and consumer survey". European Economy. Supplement B. Special edition. July 1991.

Cordero, G. (1995) " El análisis de coyuntura en las Comunidades Autónomas: evolución y expectativas". Cuaderns de Treball n. 45. Instituto de Estudios Autonómicos. (Generalitat de Catalunya).

Cristóbal, A y Quilis, E.M. (1994) " Tasas de variación, filtros y análisis de la coyuntura". Boletín Trimestral de Coyuntura n. 52. Instituto Nacional de Estadística.

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. Instituto Nacional de Estadística.

Dagum, E. B. (1988) The X11ARIMA seasonal adjustment method. Statistics Canada. Ottawa.

Hillmer, S.C. y Tiao, G.C. (1982) " An ARIMA model-based approach to seasonal adjustment". Journal of the American Statistical Assotiation, vol. 77. n. 377. p 63-70.

Maravall, A. (1989) " La extracción de señales y el análisis de coyuntura", Revista Española de Economía. Vol. 6. n. 1 y 2, p. 109-130.

Maravall, A. (1989) " On the dynamic structure of a seasonal component" Journal of Economic Dynamics and Control. n. 13. p. 81-91.

Melis, F. (1983) " Construcción de indicadores cíclicos mediante ecuaciones en diferencias". Estadística Española. n. 98. p. 45-89.

Melis, F. (1986) " Apuntes de Series Temporales". Documento Interno. Instituto Nacional de Estadística.

Melis, F. (1988) " La extracción del componente cíclico mediante filtros de paso bajo". Documento Interno. Instituto Nacional de Estadística.

Melis, F. (1989) " Sobre las hipótesis de componentes y la extracción de señal de coyuntura sin previa estacionalización". Revista Española de Economía. Vol.6. n.1 y 2.

Melis, F. (1991) " La estimación del ritmo de variación en series económicas" Estadística Española. Vol. 33. n.126

Melis, F. (1992) " Agregación temporal y solapamiento o "aliasing", Estadística Española, n. 130, p. 309-346.

Melis, F. y Gómez, V. (1989) "Sobre los filtros de ciclo-tendencia obtenidos por descomposición de modelos ARIMA". Documento interno. Instituto Nacional de Estadística.