

---

# El indicador de clima industrial como instrumento de diagnóstico y previsión del comportamiento a corto plazo de la industria: el caso del ICI de Andalucía

G. CORDERO MESTANZA y A. GAYOSO RICO

## 1. Introducción.

La consideración de la dimensión regional en el estudio del ciclo económico es un aspecto relativamente novedoso en la 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 en los setenta, con su modelo simple de determinación de rentas regionales, las principales aportaciones se han desarrollado en la segunda mitad de los ochenta y primeros de los noventa.

Los numerosos trabajos realizados al respecto han permitido abrir posibilidades de avance en:

— 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.

El aprovechamiento de estas posibilidades reviste un especial interés práctico en el caso de una economía, como la española, en la que 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 las restantes CC.AA. y, por lo tanto, sobre el conjunto de la española.

Además, 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 para hacer 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 significativas, 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, entre las que se encuentra Andalucía, han elaborado sus propios IPIs y/o IAI (Índices de Actividad Industrial). No obstante, el número de CC.AA. que han elaborado este tipo de índices es reducido y, además, al estar contruidos sobre bases metodológicas no homogéneas, hacen difícil cualquier ejercicio comparativo.

Por ello, desde la perspectiva del 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 Petibó, 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.

Una de las últimas novedades en relación a la utilización de los resultados de la encuesta de Opiniones Empresariales del Ministerio de Industria fue 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 construcción de los ICIs regionales: metodología 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 para construir los ICIs regionales.

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.

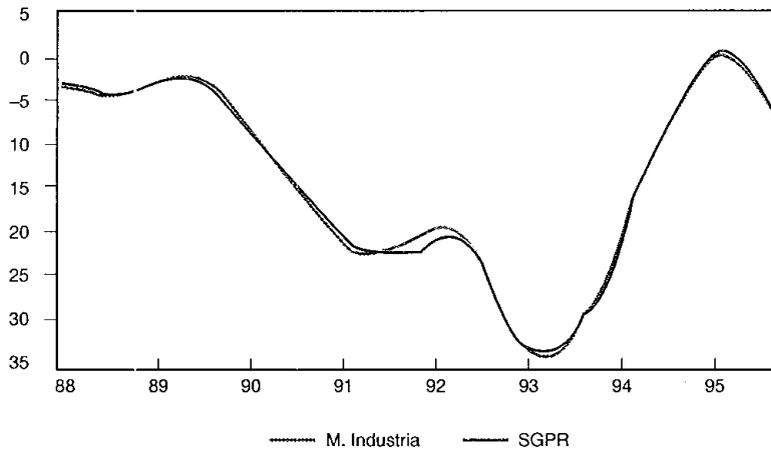
Hay que recordar, en cualquier caso, que lo que realmente interesa en el análisis coyuntural es el componente cíclico o más bien, dada la complejidad de distinguir entre este componente y el de tendencia, el componente denominado de ciclo-tendencia. En el caso que nos ocupa, este componente de ciclo-tendencia 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.

**Gráfico 1.** España: Indicador de clima industrial suavizado

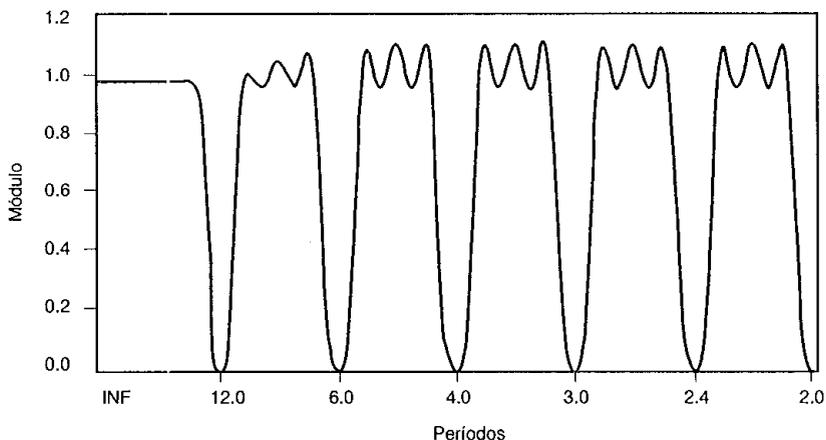


Este resultado es de fácil comprensión si se analiza la serie desde el dominio de la frecuencia ( ver Nota 1). Así, si se tiene en cuenta la función de ganancia de los filtros utilizados en uno y otro procedimiento (gráficos 2 y 3) se observa que si, como sucede en el primer método para desestacionalizar la serie de tendencia de la producción se usa el X11ARIMA, el filtro utilizado para la estimación del componente estacional-irregular por este programa 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 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 2). Como se puede observar en el gráfico 3, en el que se representa la función de ganancia, este filtro elimina el componente irregular y, además,

**Gráfico 2.** Filtro defin. desestacionalizador X11. Función de Ganancia

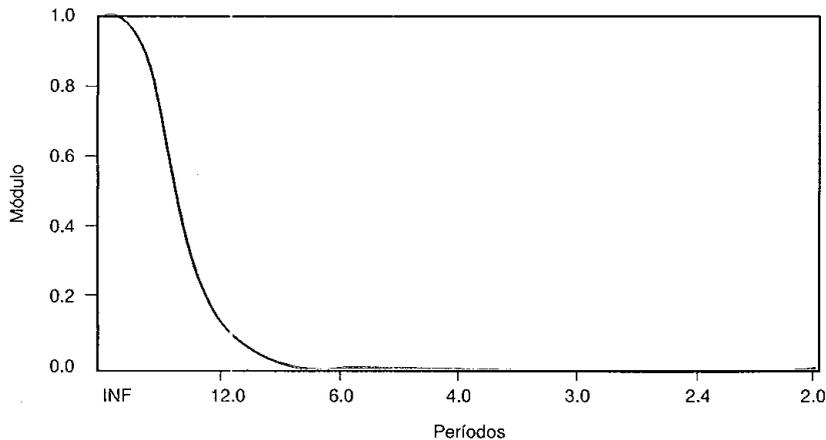


cumple también la función de extracción del ciclo tendencia, porque para períodos elevados tiene potencia próxima a la unidad. No obstante, este filtro no elimina del todo el componente estacional, porque tiene potencia en el armónico 12, aunque ésta sea muy pequeña.

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 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, así como también para Asturias y La Rioja no llegaban a pasar el correspondiente test de estacionalidad (al presentar valores del estadístico F de 4.4, 4.5 y 8.2 respectivamente). También puede observarse como las obtenidas para Baleares y Murcia presentan un estadístico F que, aun siendo válido, es, sin embargo, muy próximo al valor crítico. Por otra parte, si se analizan los periodogramas (Ver Nota 3) de las series suavizadas de

**Gráfico 3.** Autoregresivo de orden 2: AR2 (20). Función de Ganancia



**Cuadro 1.** Potencia de la banda cíclica

	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  
Potencia armónico principal estacional

(2) -----  
Potencia Máxima Ciclo  
Potencia armónico principal estacional

F: Valor del Estadístico del test ANOVA  
para contraste de Estacionalidad

ICI para Andalucía y las otras cuatro Comunidades Autónomas ya indicadas se ponen también de manifiesto ciertos problemas, toda vez que la función de ganancia en los armónicos estacionales no se puede considerar despreciable. Por ello, se hacía recomendable ensayar otro método alternativo que pudiera garantizar que la estacionalidad de todas las series resultantes fuese 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 deben 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 consistió en :

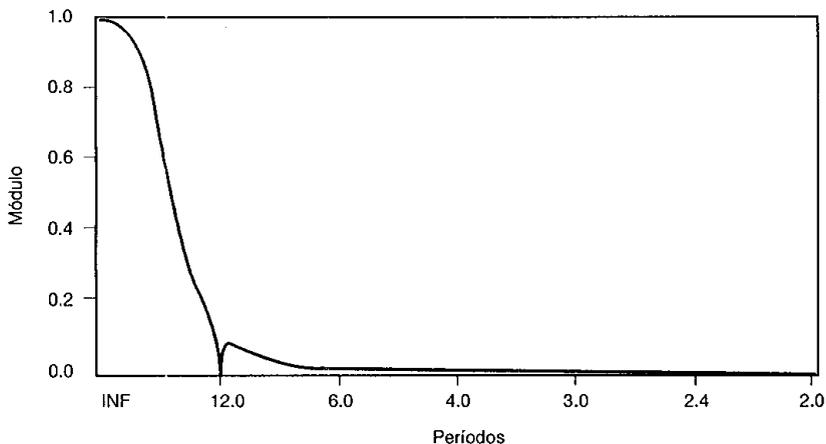
- a) Obtener una serie inicial como media aritmética de las tres series originales que componen el ICI.
- b) Obtener la serie suavizada, aplicando un filtro similar al utilizado en la realización de la Contabilidad Trimestral de España elaborada por el INE. Dicho filtro se denomina "líneas aéreas modificado" (LAM)(ver Nota 4) que 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, 86,88, 89,91 y 92)".

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 4). 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  $\theta_2 = -0.4$  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 cálculo de los ICIs regionales que se ensayó inicialmente). De esta manera, el filtro resultante elegido es:

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

La función de ganancia de este filtro aparece reflejada en el gráfico 4. 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.

**Gráfico 4.** Filtro  $V(B) \cdot \Omega(B)$ . Función de Ganancia



## 2.2 Resultados.

**Cuadro 2.** Potencia de la banda cíclica

	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	

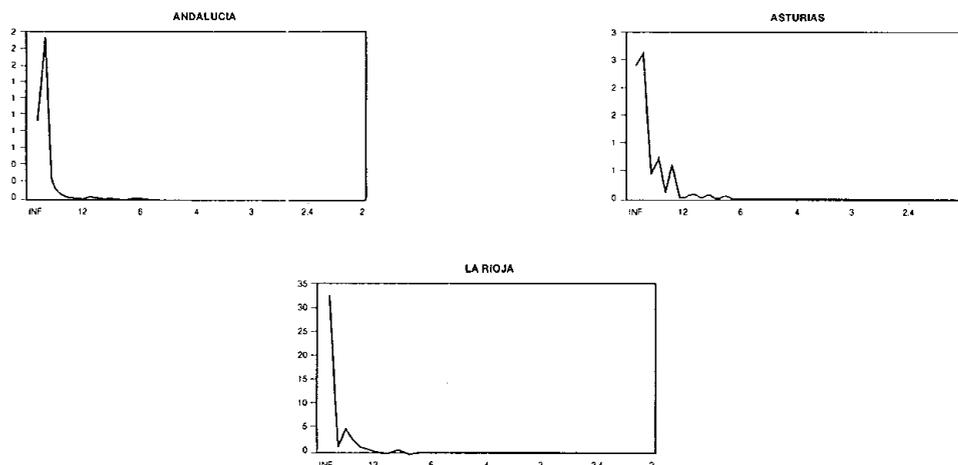
(1) ----- Potencia Media Ciclo  
Potencia armónico principal estacional

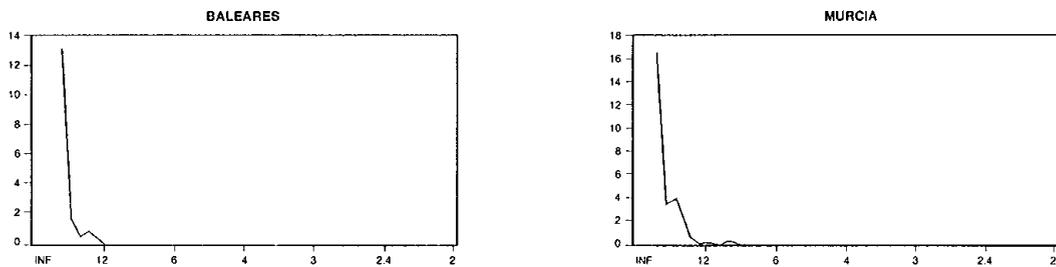
(2) ----- Potencia Máxima Ciclo  
Potencia armónico principal estacional

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 las series de todas las CC.AA. 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

**Gráfico 5.** Periodogramas del ICI Regional. Ciclos de período inferior a 32 meses

**Gráfico 6.** Periodogramas del ICI Regional. Ciclos de período inferior a 32 meses.

Autónomas y no solamente de aquellas en las que, además de en Andalucía, el método inicialmente ensayado no ofrecía resultados satisfactorios.

En los gráficos 5 y 6 se presenta el periodograma para las cinco Comunidades que presentaban algún problema con el método utilizado anteriormente. Como puede apreciarse las series obtenidas ya 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.

### 3. El ICI de Andalucía como instrumento de diagnóstico y previsión a corto plazo.

Como es ampliamente conocido, Andalucía no se sitúa entre el grupo de regiones españolas con un índice de especialización industrial más alto. Ello no significa, sin embargo, que el conocimiento más riguroso posible de sus pautas de comportamiento, de sus tendencias tanto a largo como a corto plazo, no represente un ámbito de interés de extraordinaria importancia tanto desde el punto de vista de la propia evolución y posibilidades de la economía andaluza, como, también, desde la perspectiva de sus repercusiones en la economía española.

En efecto, desde este último punto de vista, conviene tener presente que el V.A.B. industrial de Andalucía

viene sistemáticamente representando, desde principios de los ochenta, más del 10% del V.A.B. industrial nacional. En lo que se refiere a su peso en el producto generado por la economía andaluza, supera desde 1980 el 20% del V.A.B. total de Andalucía, acercándose en algunos años a representar casi la cuarta parte del mismo. Por otra parte, conviene tener presente que la importancia real de la industria sobre la economía de la zona debe calibrarse no sólo desde esa perspectiva cuantitativa, sino también teniendo en cuenta las importantes repercusiones cualitativas que se derivan de sus vinculaciones con el resto del tejido económico de la región y el papel crucial que, dado su considerable grado de concentración espacial, reviste para el desenvolvimiento económico y los niveles de bienestar de determinadas zonas.

En lo que se refiere al comportamiento que viene manifestando el sector industrial andaluz en el medio y largo plazo, así como al tipo de especialización industrial, resultaría ocioso extenderse aquí, toda vez que es un ámbito de análisis que ha sido objeto de atención de numerosos especialistas y ha dado lugar a un considerable y, en general interesante, número de trabajos y estudios.

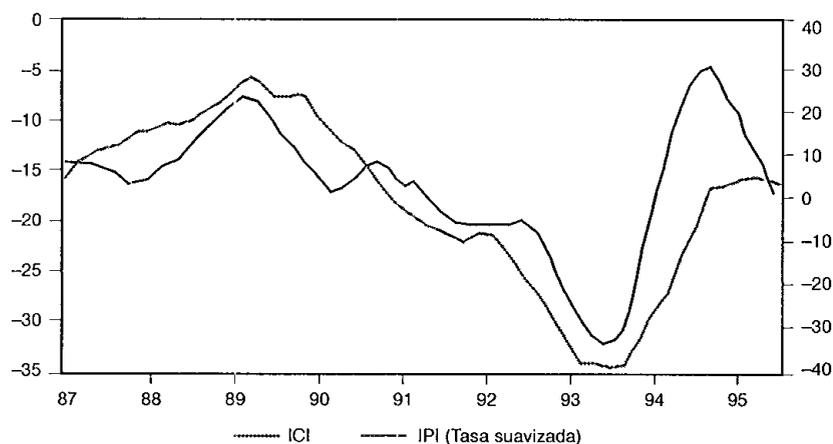
En cualquier caso, y como elemento únicamente introductorio a los aspectos relacionados con los instrumentos de análisis y diagnóstico del comportamiento a corto plazo de la industria andaluza, conviene recordar que en el conjunto de la década de los ochenta y primeros años noventa, la evolución de este sector en Andalucía ha venido marcada, en términos de conjunto, por un signo no excesivamente favorable.

Así, por una parte, si atendemos a la evolución del V.A.B. industrial a precios constantes (Campo, Cordero y Gayoso, 1996), encontramos que el crecimiento medio anual experimentado por el producto industrial andaluz fue inferior en el conjunto del período 1980-1992 al registrado a nivel nacional (1.5% frente al 1.7% respectivamente). Además, dicho comportamiento comparado es similar si dividimos el período en los subperíodos 1980-1985 y 1990-1992. De hecho, el V.A.B. industrial andaluz creció por debajo de la media nacional tanto en la etapa de estancamiento económico generalizado (0.5% frente al 0.6%) como en la fase de auge posterior (2.3% frente al 2.5% entre 1985 y 1992). Por otra parte, si se analiza la evolución de la participación del V.A.B. industrial en el V.A.B. total de Andalucía, tampoco encontramos un comportamiento que pueda calificarse de favorable. Así, entre 1980 y 1985 se produce una ligera caída del peso del sector industrial en el producto total (pasa de representar un 24.3% a un 23.4%), que se

ve intensificada en la fase de mayor crecimiento al reducirse hasta un 20.9% en 1992.

Con todo, dada la importancia cuantitativa y cualitativa que el sector industrial andaluz reviste para la evolución de la economía regional y sus perspectivas de futuro, resulta de indudable importancia la posibilidad de disponer de indicadores que permitan analizar y prever de la manera más completa y precisa posible su evolución a corto plazo. De ahí el interés de disponer de un instrumento de seguimiento como es el ICI y el que las series obtenidas de este indicador reflejen adecuadamente el comportamiento de la industria andaluza. A tal efecto, resulta evidente que 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 características que presentan las series correspondientes a otros indicadores de naturaleza cuantitativa disponibles a nivel regional.

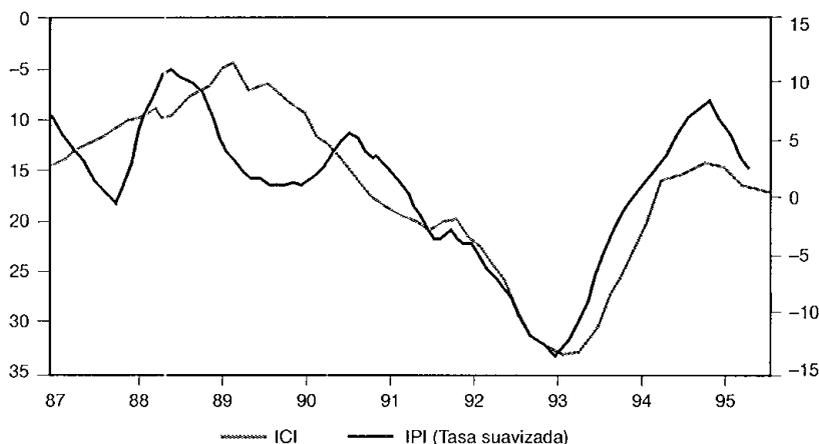
Gráfico 7. Comparación entre I.C.I. e I.P.I. Andalucía.



Andalucía es una de las Comunidades Autónomas para las que en este momento se dispone de indicadores cuantitativos directos como es el Índice de Producción Industrial. Este indicador recoge, tal y como se puede observar en el gráfico 7, la evolución del producto industrial andaluz. Por ello es interesante comparar la correspondiente serie del IPI con las serie suavizada de ICI obtenida. Así, en el gráfico 7 se puede observar como 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

**Gráfico 8.** Comparación entre ICI e IPI sin S. naval. Andalucía



optimismo mucho menor que el que podría corresponderse con los crecimientos excepcionalmente elevados de la actividad que parecía indicar el IPI andaluz.

Dado que este crecimiento excesivo del IPI puede venir muy condicionado por la evolución registrada por el IPI correspondiente al sector naval, en el gráfico 8 se ha representado la evolución conjunta del indicador de clima industrial y el IPI general sin la inclusión de dicho sector. En dicho gráfico, se observa cómo en el período 1993-1995 el perfil sigue siendo muy similar pero, además, las diferencias de intensidad de la fase alcista es mucho menos marcada. De esta forma, desde 1991 en adelante, se puede decir que ambas series muestran una evolución muy similar, tanto en lo que se refiere a la tendencia experimentada como a la intensidad de la misma. De ello puede concluirse, por lo tanto, que el Indicador de Clima Industrial en el caso de Andalucía representa un instrumento complementario y útil a la hora de establecer diagnósticos sobre el comportamiento a corto plazo del sector industrial.

**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  $\{W_t\}$  la transformada de Fourier de una sucesión finita  $\{X_t\}$  de tamaño T entonces:

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

y  $w_0=\sqrt{TX}$

Su transformada inversa  $\{X_t\}$  será

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

Si a una serie  $X_t$  con transformada de Fourier  $W_t$  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  $\phi$  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) El filtro autorregresivo de orden 2 y potencia mitad en 20 meses tiene la expresión

$$Y_t = b_0 X_{t+d} - a_1 Y_{t-1} - a_2 Y_{t-2}; \text{ siendo } b_0 = 0.07839;$$

$$a_1 = -1.56291; a_2 = 0.641306$$

Los valores iniciales son  $Y_0 = Y_1 = \sum_{i=1}^{24} X_i / 24$

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

(3) 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).

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

$$(1-B)(1-B^{12})X_t = (1-\theta_1 B) (1-\theta_{12} B^{12}) a_t$$

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

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:

$$(1-B)^2 p_t = (1-\alpha_1 B - \alpha_2 B^2) b_t$$

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:

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

$$\text{con } V(B) = [(1+B)(1-\alpha B)U(B)] / [(1-\theta_1 B)(1-\theta_{12} B^{12})]$$

$$V(F) = [(1-\alpha_1 F - \alpha_2 F^2)U(F)] / [(1-\theta_1 F)(1-\theta_{12} F^{12})]$$

$$k = \sigma_b / \sigma_a$$

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  $\alpha$  y  $\sigma_b$  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).

## Bibliografía

- 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.
- CAMPO, J., CORDERO, G.y GAYOSO A. (1996) "Desagregación espacial del Valor Añadido: una serie del V.A.B. a precios constantes (base 1986) de las Comunidades Autónomas españolas (1980-1992). *Documento de la Subdirección General de Planificación Regional. Dirección General de Planificación.* Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid, Abril 1996.
- 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 Cataluña).
- 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 Association.* 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.