

MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA EL ANÁLISIS DE LA ACTIVIDAD INDUSTRIAL ESPAÑOLA

E. Morales

A. Espasa

M. L. Rojo

MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA EL ANÁLISIS DE LA ACTIVIDAD INDUSTRIAL ESPAÑOLA

E. Morales (*)
A. Espasa (**)
M. L. Rojo (**)

Universidad Carlos III de Madrid



1146975

D MOR 338.45

Servicio de Estudios del Banco Exterior de España.
Servicio de Estudios del Banco de España.

ÍNDICE

RESUMEN

INTRODUCCIÓN

JUSTIFICACIÓN DE UN ANÁLISIS
CUANTITATIVO SOBRE EL IPI AGREGADO

MODELIZACION DE SERIES TEMPORALES CUANDO
LOS COMPONENTES TENDENCIAL Y ESTACIONAL
TIENEN ESTRUCTURAS MIXTAS (ESTOCASTICAS
Y DETERMINISTICAS)

- 111.1 Aspectos esenciales de la metodología
de análisis coyuntural utilizada para
analizar la actividad industrial
- 111.2 Características del IPI
- 111.3 Modelización de series temporales con
componentes determinísticos y estocas-
ticos

UN MODELO UNIVARIANTE PARA EXPLICAR
EL COMPORTAMIENTO DEL IPI

ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA Y
COMPONENTE ESTACIONAL DEL IPI

- V.1 Extracción de señales
- V.2 Componentes determinísticos
- V.3 Estimación final de la tendencia
y componente estacional

LA ACTIVIDAD INDUSTRIAL ESPAÑOLA EN
1988 Y EL PRIMER SEMESTRE DE 1989

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

APÉNDICE

0. RESUMEN

En este trabajo se aborda el estudio de la producción industrial a un nivel agregado siguiendo la metodología de análisis coyuntural de un fenómeno concreto expuesta en Espasa (1988). A partir de la información estadística disponible, se ha seleccionado el índice de Producción Industrial (IPI) elaborado por el Instituto Nacional de Estadística para analizar la actividad industrial.

De acuerdo con las pautas marcadas en la metodología mencionada, se especifica un modelo univariante con análisis de intervención para el IPI con el que se estima la importancia que, en la evolución de esta variable, poseen hechos tales como: a) que la Semana Santa aparezca en momentos distintos del calendario (efecto Pascua); b) la distinta composición y duración de los meses (efecto calendario); c) la existencia de días festivos distintos de sábado y domingo, (efecto debido a fiestas intrasemanales); d) el cambio tendencial que se produce en 1980, como consecuencia de la segunda crisis energética; e) los cambios estacionales acaecidos en los veranos de 1980 y 1986, consistentes en una mayor reducción de la producción en el mes de agosto.

Las intervenciones estimadas para el IPI, que han sido enumeradas en el párrafo anterior, indican que los componentes tendencial, estacional e irregular de dicha variable no son puramente estocásticas, sino que cada uno de ellos tiene una parte determinística importante, que conviene tener presente a la hora de estimar dichos componentes. Con ello, el modelo propuesto en este documento es un instrumento de especial interés para predecir y extraer señales (componentes) del IPI.

Finalmente, a partir del crecimiento de la tendencia o nivel subyacente estimado, se analiza la evolución de la actividad industrial española en 1988 y el primer semestre del año 1989.

I. INTRODUCCIÓN

Un análisis completo de la situación coyuntural por la que atraviesa la industria de un país en un momento concreto del tiempo exige, al menos, estudiar: la demanda de productos industriales - en sus dos vertientes, interna y externa -, la producción industrial, las importaciones, los precios y los costes industriales, y el nivel de empleo que genera la industria, a un nivel sectorial y agregado.

De todo ello, en el presente documento sólo se aborda el estudio de la producción industrial en sí misma, es decir, sin relacionarla con las variables que la determinan. El estudio se realiza a nivel agregado y siguiendo la metodología de análisis coyuntural de un fenómeno concreto expuesta en Espasa (1988), que se ha mostrado apropiada para analizar otras variables de la economía española tales como precios [Espasa et al. (1987); Espasa y Matea (1989)]; agregados monetarios [Espasa y Salaverría (1988)], y exportaciones e importaciones [Delrieu y Espasa (1988)].

El primer paso en un proyecto de este tipo debe consistir en analizar la información disponible sobre la que habrá que basar el estudio. Así, en el sector industrial,

las estadísticas disponibles pueden clasificarse en aquéllas que recogen indicadores de carácter cualitativo y aquéllas que reflejan indicadores cuantitativos. (1)

En el primer grupo se encuentran, básicamente, los indicadores que elabora el Ministerio de Industria sobre cartera de pedidos (nacional y extranjera), nivel de existencias de productos terminados, tendencia de la producción y de los precios. Esta información se obtiene a partir de las respuestas que un número de empresas de cada sector industrial realizan a la encuesta de opiniones empresariales del Ministerio de Industria y Energía.

Esta encuesta también incluye preguntas que van directamente destinadas a conocer la evolución de la producción en los últimos meses, el nivel de utilización de la capacidad productiva, así como las causas explicativas de la infrautilización de dicha capacidad. En todos los casos - a excepción de la utilización de la capacidad - la respuesta del empresario se limita a tres

(1) En lo que sigue no se incluyen aquellas variables de las que sólo se dispone información anual, tal como el Producto Interior Bruto industrial, por cuanto que el análisis de coyuntura exige disponer de mediciones de estas variables con una periodicidad mensual o, como mínimo, trimestral, y que estén disponibles con un retardo pequeño, en relación con el período al que hacen referencia.

alternativas: normal, superior a lo normal e inferior a lo normal.

A diferencia de la información anterior, el Instituto Nacional de Estadística construye un indicador cuantitativo de la producción industrial: el índice de producción industrial, en adelante IPI.

Las características de este índice, desde el punto de vista del análisis estadístico, se describen en la sección III; baste aquí señalar que tal índice es más útil para el seguimiento de la actividad industrial, que cualquier otro de los indicadores cualitativos señalados. En efecto, el IPI informa sobre la evolución del nivel de la producción real por ramas de actividad - excluida la construcción - para lo que se basa, según la rama de actividad de que se trate, en información sobre unidades físicas, valor de la producción, materias primas y/o horas trabajadas, lo que le convierte en un "indicador" que anticipa la variable sobre la que idealmente debería centrarse el análisis: el PIB del sector industrial, por cuanto que se publica mensualmente con bastante adelanto respecto dicha variable. Además, el dato provisional del IPI se publica apenas han transcurrido dos meses desde la fecha a que dicho dato se refiere, con lo que la posible ventaja de estadística de avance que tienen las encuestas cualitativas desaparece.

Este último punto merece dos comentarios adicionales:

a) La reducción del desfase de publicación del IPI a dos meses ha desincentivado el estudio de determinados indicadores cuantitativos tales como el consumo de energía eléctrica total y para usos industriales, los cuales, dado que eran conocidos con cierta antelación respecto al IPI y una vez comprobada su relación estadística con él [ver Sanz (1979) y Molina y Sanz (1985)], se utilizaban como indicadores del IPI. Es importante señalar que el consumo de energía eléctrica para usos industriales no puede considerarse como un indicador sustitutivo del IPI, pues el actual índice de consumo de electricidad industrial tiene el defecto de construirse sobre un nivel de desagregación insuficiente, si se tiene en cuenta que un número muy reducido de ramas industriales consumen más del 50 por 100 de la energía eléctrica industrial. Por otra parte, es difícil superar tal inconveniente, pues si bien las compañías eléctricas pueden conocer con suficiente desagregación temporal el consumo eléctrico de una empresa, es difícil que puedan recoger información sobre a qué actividades industriales y en qué proporción se ha destinado.

b) Igualmente, los indicadores cualitativos de la encuesta de opiniones empresariales podrían ser utilizados como indicadores adelantados del IPI, pero

jamás podrán sustituirlo, pues la información de aquéllos es meramente orientativa. Baste señalar para ello que el indicador del nivel de la cartera de pedidos del total de la industria ha evolucionado desde valores de -45, a principios de 1985, a valores de -3, en diciembre de 1988. Dicha evolución es orientativa de la recuperación industrial ocurrida en ese período, pero no parece que deba darse relevancia al hecho de que durante 1987 y 1988 tal indicador haya continuado registrando valores negativos, lo que implicaría que el nivel de dicha cartera global ha estado por debajo de lo normal durante esos años.

De lo anterior no debe desprenderse la invalidez de la encuesta de opiniones empresariales como herramienta de análisis de coyuntura; muy al contrario, en determinados períodos resulta ser un indicador adecuado del clima económico coyuntural por el que atraviesa la economía española [véase Espasa (1983b) y Espasa y Rojo (1984a)].

Por otra parte, el papel destacado que se atribuye al IPI como indicador de la actividad industrial no debe ser interpretado como una defensa a ultranza del mismo. Tal y como se elabora actualmente el IPI, su credibilidad como indicador de la actividad industrial se ve reducida ya que el sistema de ponderaciones que se utiliza para su

construcción es bastante anticuado (se refiere al año 1972) , incluso anterior a la primera crisis energética, y dentro de las distintas ramas industriales no siempre muestra productos actualmente significativos.

No obstante, como atenuantes a la situación obsoleta del IPI se puede argumentar que al ser un índice de cantidades incorpora, aunque con ponderaciones desfasadas, las variaciones de volumen que mes a mes se dan en las distintas ramas industriales. Así pues, el mayor volumen de la industria electrónica en el último decenio, o la reducción de la producción naval se recogen en el IPI. Por otra parte, el 15'4 % del IPI se construye a partir de encuestas sobre el valor de la producción, que luego se deflacta por el correspondiente índice de precios industriales. En las encuestas de valor, las especificaciones de los productos son lo suficientemente amplias como para que se incluyan en los índices las sustituciones de productos motivadas por cambios tecnológicos. Así ocurre, por ejemplo, con las ramas que presentan mayores cambios tecnológicos, como maquinaria y material eléctrico. En las encuestas de dichas ramas se pide, de forma predominante, el valor de la producción, con lo que en la medida que la maquinaria y material eléctrico vayan evolucionando incorporando cambios tecnológicos, tales cambios quedarán recogidos en el IPI.

Dado que las encuestas de valor se realizan sobre las industrias más susceptibles de incorporar tecnología avanzada, y puesto que las encuestas de cantidad (81'6 % del IPI) se concentran fundamentalmente en las industrias tradicionalmente básicas, como extractivas, siderurgia, electricidad, etc., queda, al menos en cierta parte, paliado el problema de envejecimiento del IPI (2).

El resto del documento queda como sigue: en la Sección II se justifica la elaboración de un análisis cuantitativo del IPI agregado; la Sección III se dedica a presentar las características estadísticas del IPI y a desarrollar unas pautas para la modelización de series temporales que muestren propiedades similares; a continuación - en la Sección IV -, se describe el modelo ARIMA con análisis de intervención que se propone para la serie del IPI, exponiendo de forma detallada las variables que en él se incluyen, así como los efectos que cada una de ellas tienen sobre los denominados componentes no observables de la serie, a saber, tendencia, estacionalidad y elemento irregular. Esto último es muy relevante para una adecuada estimación de

(2) Estamos agradecidos a Pilar Rey y Pedro Revilla por advertirnos sobre los aspectos de la construcción del IPI.

dichos componentes. La Sección V se destina a la extracción de señales del IPI, obteniéndose una estimación de sus factores estacionales y de su tendencia o nivel subyacente.

Finalmente, en la Sección VI, se utiliza el instrumental desarrollado en los epígrafes anteriores, para llevar a cabo un análisis de la actividad industrial española en 1988 y el primer semestre del año 1989.

II. JUSTIFICACIÓN DE UN ANÁLISIS CUANTITATIVO SOBRE EL IPI AGREGADO.

En este artículo se estudia el IPI a nivel completamente agregado, pero hay que advertir que, de acuerdo con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE), el IPI se descompone, a niveles sucesivos de desagregación, en cuatro divisiones (clasificación a un dígito), veintiséis agrupaciones (clasificación a dos dígitos) y ochenta y nueve grupos (clasificación a tres dígitos). En Revilla et al. (1989), se presenta un procedimiento automático de modelización de series temporales con el que se analizan y caracterizan, mediante modelos univariantes, todas las divisiones, agrupaciones y grupos del IPI.

De dicho estudio se desprende que las diferencias de comportamiento entre las cuatro divisiones del IPI no son grandes. La mayor discrepancia se da entre la división de la energía y las restantes, pues aquélla se vio afectada positivamente por la crisis de la energía de 1980 y las otras divisiones de forma negativa. Por lo demás, todas las cuatro divisiones, al igual que el índice global, presentan tendencias estocásticas de tipo cuasi-lineal y estacionalidad; además, se ven afectadas por la composición del calendario y el efecto de Pascua y, salvo

la división 3, tienen un nivel de impredecibilidad similar. Estos aspectos se recogen en el cuadro 1 adjunto, que está construido a partir de los datos contenidos en la referencia citada.

La similitud de comportamiento entre las divisiones apunta que el análisis agregado del IPI, frente a la alternativa de analizar separadamente sus cuatro divisiones y luego agregar los resultados, es aceptable (3). De hecho, si en vez de medir la impredecibilidad del IPI (4) a través de su modelo agregado, como se hace en la primera línea del cuadro 1, se mide agregando los resultados obtenidos para las divisiones, teniendo en cuenta las covarianzas de los correspondientes residuos,

(3) Una tercera alternativa, que necesariamente no puede producir resultados peores que las otras dos, consiste en realizar un análisis multivariante de las cuatro divisiones. No obstante, dado que estas series están sometidas a distintas intervenciones, dicho análisis multivariante sería excesivamente complejo para nuestros fines, al tiempo que los beneficios del mismo serían mínimos, ya que los correlogramas cruzados entre los residuos de los modelos univariantes de las cuatro divisiones, tienen muy pocos valores significativos y nunca superiores a 0.23 en valor absoluto. Estamos agradecidos a Pilar Rey por facilitarnos esta información

(4) La impredecibilidad del IPI reflejada en el cuadro 1 se obtiene a partir de un modelo ARIMA con análisis de intervención para dicha serie obtenido por el procedimiento automático de construcción de modelos univariantes desarrollado en Revilla et al. (1989). En el estudio univariante que se presenta en la Sección IV de este documento tal impredecibilidad es del 1.86 %.

CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DEL IPIY SUS CUATRO DIVISIONES

SERIE (1)	TENDENCIA (2)	EFFECTO DE LA 2 ^a CRISIS ENERG. (3)	ESTACIO- NÁISDAD	EFFECTO CALEN- DARIO (4)	EFFECTO PASCUA (5)	IMPREDIC- TIBILIDAD (6)
IPI	estoc.lin.		si	-1'8%	-4'1%	2" 68%
1 energía (10'3%)	estoc.-lin. +		si	-0'9%	-3'0%	2'70%
2 extracción y transformación de minerales no energéticos (21'2%)	estoc.-lin. -		si	-1'1%	-2'5%	3'04%
3 industrias transformadoras de metales (24'2%)	estoc.-lin. -		si	-3'2%	-5'7%	6'07%
4 otras in- dustrias (44'3%)	estoc.-lin. -		si	-1'6%	-4'7%	3'33%

(1) Entre paréntesis se da la ponderación de la división en el índice global.

(2) estoc.-lin.: tendencia estocástica de tipo lineal.

(3) +: el efecto fue fundamentalmente positivo.
-: el efecto fue claramente negativo.

(4) Descenso en la producción en un mes que tenga un día laborable menos que lo normal.

(5) Descenso en la producción debido al periodo vacacional de Pascua.

(6) Desviación estándar del error de predicción con un mes de antelación.

se obtiene una medida de impredecibilidad del IPI del 2'9 %, que es ligeramente superior a la obtenida por el primer procedimiento: 2'68 %. Todo lo anterior indica que es procedente realizar el análisis de la actividad industrial a través del índice agregado de producción en tal sector.

Conviene señalar, sin embargo, que dentro de las divisiones, grupos con ponderaciones similares pueden tener comportamientos bastante diferentes, pero en este estudio descartamos realizar el análisis a un nivel tan desagregado como el de grupos.

III. MODELIZACION DE SERIES TEMPORALES CUANDO LOS COMPONENTES TENDENCIAL Y ESTACIONAL TIENEN ESTRUCTURAS MIXTAS (ESTOCASTICAS Y DETERMINISTICAS).

III.1. Aspectos esenciales de la metodología de análisis coyuntural utilizada para analizar la actividad industrial.

Teniendo en cuenta lo señalado en la introducción sobre el objetivo del presente trabajo y justificada, desde un punto de vista estadístico, la decisión de abordar el análisis de la actividad industrial a través del IPI de un modo directo y no a través de las cuatro grandes divisiones, procederemos a señalar a continuación, los puntos esenciales de la metodología de análisis coyuntural que seguiremos en este trabajo. Tales puntos (ver Espasa (1988) para un mayor detalle) son los siguientes:

1. Estimar la senda de evolución firme y suave de la variable que se analiza. A esta senda se le denomina nivel subyacente y se corresponde con el componente tendencial de la variable.

2. Cuantificar el crecimiento (en términos anuales) del nivel subyacente en cada momento del tiempo. La propuesta

que se realiza en la referencia mencionada consiste en estimar ese crecimiento subyacente a partir de una tasa que compara el nivel medio de la tendencia en doce meses consecutivos con el nivel medio de los doce meses consecutivos inmediatamente anteriores. A dicha tasa, que refleja el crecimiento subyacente, se le denomina T_{12} (debidamente centrada) de la tendencia.

Al utilizar tasas centradas, que son las necesarias para que movimientos cíclicos de una tasa anual se correspondan con los de las tasas de crecimiento mensuales que periódicamente publica el INE, aparece el problema de que si la última observación disponible sobre el nivel se refiere al mes t , la tasa T_{12} correspondiente a $t - 12$ - dígase $T_{12}(t)$ - sólo se puede calcular utilizando predicciones del nivel en $t+1, \dots, t+11$. Con ello, en los meses sucesivos, el valor de $T_{12}(t)$ se irá revisando (actualizando) al sustituirse predicciones por observaciones. En nuestro caso, las revisiones en la tasa T_{12} son, además, necesarias por el hecho de utilizar una medida de nivel que no es el valor observado, sino una estimación de su tendencia, estimación que se va revisando hasta que en $t+k$ (generalmente, $k > 12$) pasa a considerarse como definitiva.

3. Comparar la estimación contemporánea del crecimiento subyacente con:

a) El crecimiento subyacente estimado en meses anteriores, para evaluar el impacto de las innovaciones (componente no esperado o impredecible) de las observaciones más recientes en el crecimiento tendencial de la variable que se analiza. Este es uno de los efectos cuyo conocimiento suele ser más importante para evaluar la evolución coyuntural de un fenómeno económico.

b) La expectativa de crecimiento a medio plazo, a la que denominaremos inercia, que es el valor de la pendiente de la función de predicción a largo plazo del modelo ARIMA especificado y estimado para la variable en cuestión. En la práctica, la inercia se calcula mediante el valor al que converge la tasa de crecimiento anual de un período t frente al mismo período del año anterior $t-s$ (siendo s el período estacional) - calculada sobre la secuencia de predicciones realizadas en un determinado período base y corregidas de los efectos de Pascua, calendario y fiestas intrasemanales, que explicaremos más adelante.

Para poder cumplimentar el primer paso de la metodología expuesta, se requiere realizar las siguientes tareas:

1. Especificar y estimar un modelo para la variable de interés, distinguiendo entre los componentes

determinísticos y los componentes estocásticos presentes en el mismo.

2. Prolongar la serie temporal hacia el futuro con predicciones elaboradas a partir del modelo estimado.

3. Corregir la serie prolongada con predicciones, de los efectos inducidos por los componentes determinísticos.

4. Extraer señales de la serie prolongada y corregida obteniendo una estimación del componente estacional y del componente no estacional. Este último, a su vez, está formado por la tendencia y el elemento irregular.

5. Imputar a cada componente obtenido en la etapa anterior, que, recuérdese, son los de una serie corregida, los diversos efectos de los componentes determinísticos presentes en el modelo, para llegar, mediante un proceso de "descorrección", a la estimación final de la tendencia, la estacionalidad y el componente irregular de la serie original.

III.2. Características del IPI

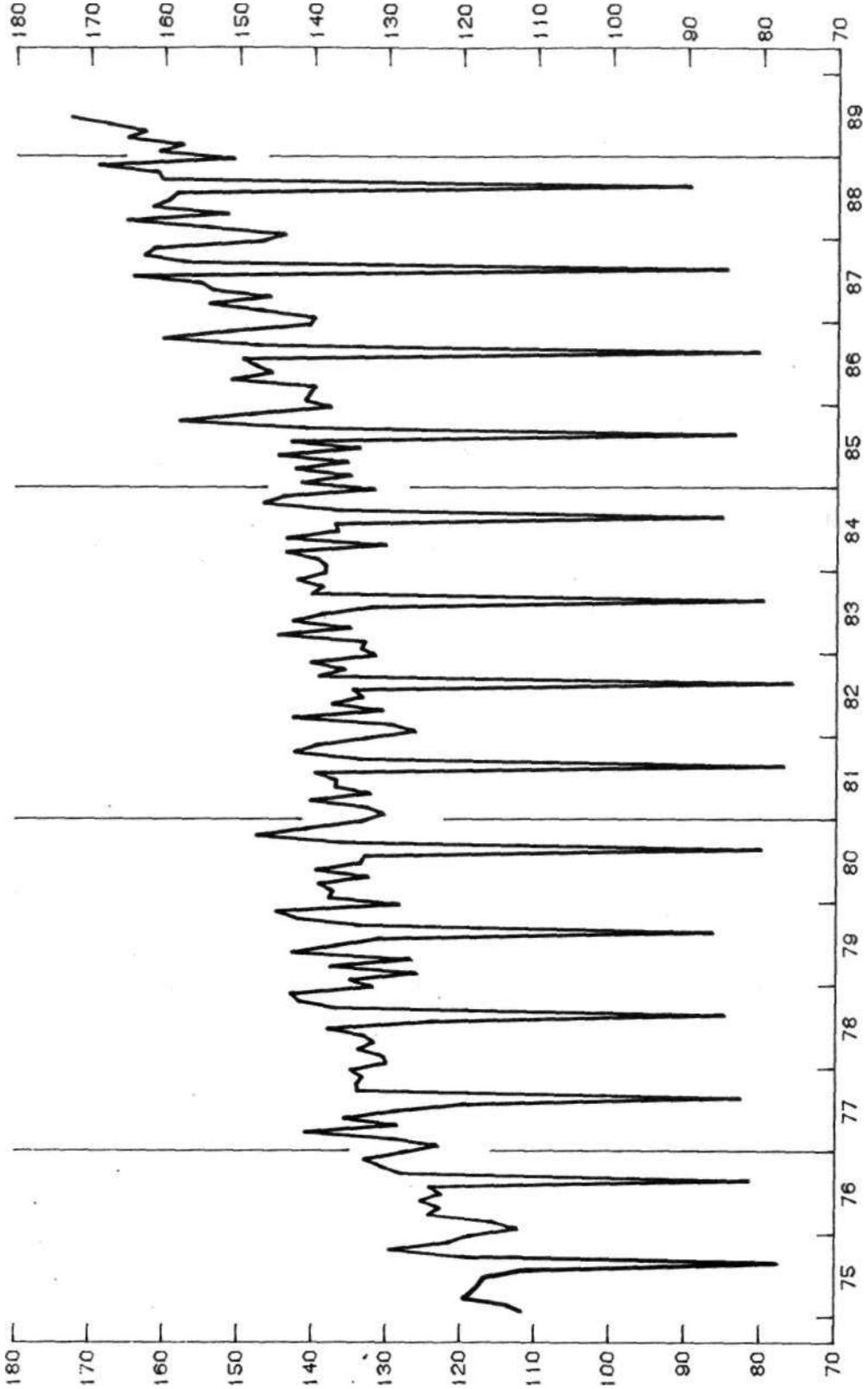
El IPI se elabora a partir de una muestra de unos 3000 establecimientos industriales que suministran información con una periodicidad mensual o trimestral, según las distintas ramas, la cual se agrega siguiendo un esquema de ponderaciones que tiene como base el año 1972.

Dejando a un lado las características técnicas del mismo [ver INE (1982)], interesa destacar algunos aspectos que están presentes en el IPI y cuya consideración es básica para culminar con éxito la especificación inicial de un modelo univariante para dicha variable, primera etapa a cubrir en la metodología de análisis de la coyuntura resumida en el apartado anterior.

Estas características, que son las relativas al propio proceso de producción inherente a la mayoría de las ramas industriales, son las siguientes: la jornada industrial se estructura en turnos de producción que no funcionan, lógicamente, en días festivos - festividades fijas: domingos, fiestas estatales y locales; y festividades móviles: los días de Pascua - y funcionan a menor ritmo en épocas de vacaciones que, en el caso del sector industrial, suelen concentrarse en el mes de agosto. Esta reducción de la producción de carácter estacional de los meses de agosto se pone claramente de manifiesto en el gráfico de la serie original (Gráfico 1).

ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL 7501/8906

Gráfico 1



Las características reseñadas, o mejor aún, los efectos de dichas características sobre la evolución del IPI se denominan: a) efecto calendario; b) efecto debido a fiestas intrasemanales; c) efecto Pascua. Una descripción de tales efectos se presenta a continuación:

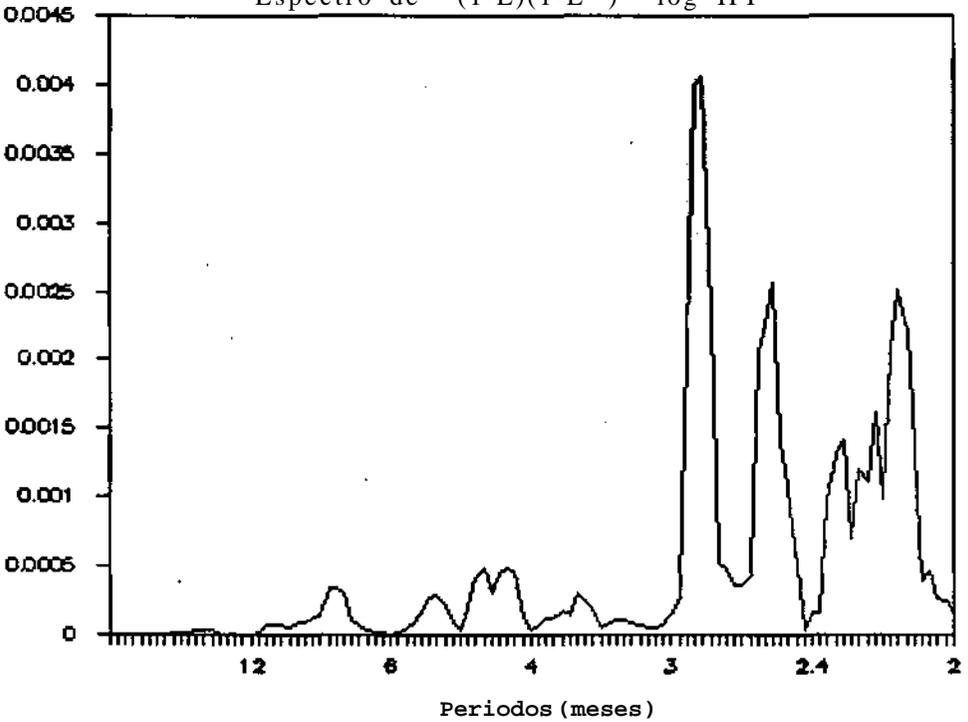
a) Efecto calendario.

Este efecto hace referencia al hecho de que cabe esperar un mayor nivel de producción en aquellos meses con mayor número de días laborables, lo cual supone tener en cuenta no sólo la distinta longitud de los meses, sino su diferente composición en términos de número de lunes, martes, etc.. Este efecto es resultado tanto de la distinta duración, como de la composición de cada mes. Cleveland y Devlin (1980) proponen un procedimiento para detectar la presencia del efecto de calendario en series que se observan mensualmente. Este procedimiento se basa en el espectro de la serie y su fundamento está en el hecho de que cuando una serie tiene un ciclo semanal (es decir, tiene lo que hemos denominado efecto de calendario), el espectro de la transformación estacionaria de dicha serie debería mostrar un "pico" en las que se denominan "frecuencias de calendario": 0.348 ciclos por mes o, equivalentemente, 4.179 ciclos al año, de donde se desprende que el período del ciclo de calendario es aproximadamente 2.87 meses.

Gráfico 2

ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

Espectro de $(1-L)(1-L^{12}) \log IPI$



En el Gráfico 2 se representa el espectro de un IPI al que previamente se ha eliminado su tendencia y estacionalidad estocásticas; en él destaca el "pico" correspondiente a un ciclo de periodo igual a 2'84 meses, denotando la presencia de un marcado efecto de calendario.

b) Efecto debido a fiestas intrasemanales.

Este efecto refleja la influencia que sobre la producción industrial de un mes determinado tiene el hecho de que, en dicho mes, exista una fiesta, bien de ámbito estatal, bien autonómico, en un día distinto de sábado y domingo.

c) Efecto Pascua.

Con este efecto Pascua se intenta presentar la influencia que la festividad móvil de la Pascua ejerce sobre la producción industrial de los meses de marzo y abril.

Además, en un análisis más detallado del gráfico de la serie original (Gráfico 1) se observa:

a) Un cambio de tendencia en la serie a partir del año 1980, consecuencia de la denominada "segunda crisis energética". Este cambio supone un truncamiento en el perfil creciente que mostraba el IPI desde comienzos de 1975 y que se recupera a partir de mediados de 1982.

b) A partir del año 1980 se observa una mayor reducción de lo habitual de la producción industrial en los meses de agosto, compensada, en parte, por una elevación de la producción en los meses de julio precedentes. Esto puede estar reflejando una mayor tendencia de las empresas a cerrar en el citado mes de agosto, pero, también, se debe a un mejor tratamiento por parte del INE de las "no respuestas" que obtiene en el mes de agosto.

c) Un cambio estacional a partir del año 1986 consistente en una menor producción en los meses de agosto de ese año y sucesivos, compensada con un

incremento de la misma en los meses de junio y julio inmediatamente anteriores.

El interés de destacar estos efectos aquí se debe a la necesidad de llevar a cabo un tratamiento adecuado de los mismos en el proceso de búsqueda de un modelo univariante que recoja adecuadamente la evolución mostrada por el IPI.

III.3. Modelización de series temporales con componentes determinísticos y estocásticos.

La consideración de los efectos mencionados constituye un primer paso aconsejable en la fase de especificación de un modelo para el IPI. De hecho, como ponen de manifiesto Hillmer, Bell y Tiao (1982), la presencia de tales efectos pueden contaminar de tal forma el correlograma de las series, que dificulten la tarea de especificar un modelo ARIMA para dicha serie. Así, siguiendo el esquema del análisis de intervención propuesto por Box y Tiao (1975), en una etapa inicial se procede a detectar la presencia de los efectos determinísticos citados, realizando una regresión de la transformación estacionaria del IPI respecto de las variables que recogen tales efectos, expresadas estas últimas con el mismo orden de diferenciación que el IPI. Con ello, se tiene una primera estimación de los coeficientes que afectan a estas variables, la cual es bastante robusta con relación a la estructura estocástica del término de perturbación estacionario de la regresión, y, por tanto, se tiene una buena aproximación de la influencia final de estos efectos determinísticos en la evolución de la actividad industrial. Por otra parte, con los coeficientes estimados, la obtención de la serie del IPI corregida de tales efectos es inmediata.

En una segunda fase se procede a cumplimentar, para la serie corregida, el proceso de especificación inicial de un modelo ARIMA que proponen Box y Jenkins (1970).

El paso final en la secuencia de búsqueda del modelo adecuado consiste en estimar conjuntamente, para el IPI original, los parámetros de la parte determinística y estocástica, y proceder a su validación.

Así, de forma esquemática, tendríamos:

1. Corrección de la variable original por efectos de calendario, Pascua, fiestas intrasemanales, cambio tendencial y cambios estacionales.
2. Especificación de un modelo ARIMA para la variable corregida de la etapa previa.
3. Estimación conjunta y validación de un modelo univariante para la serie en cuestión en el que se expliciten todos los componentes, tanto determinísticos como estocásticos que aparecieron en los pasos anteriores.

IV. UN MODELO UNIVARIANTE PARA EXPLICAR EL COMPORTAMIENTO DEL IPI.

En el pasado han existido algunos intentos de búsqueda de un modelo que explicara el comportamiento del IPI en función de su propio pasado para la economía española [ver Sanz (1979), Espasa (1983a) y Espasa y Rojo (1984b)].

El modelo que se incluye en este epígrafe es una versión actualizada, incorporando las últimas observaciones disponibles, del presentado en Espasa y Rojo (1984b) que, a su vez, se basa en el propuesto en Espasa (1983a).

El esquema metodológico seguido en la fase de especificación inicial ha sido, en esencia, el expuesto en el epígrafe anterior, por lo que nos centraremos en comentar lo más destacable del mismo, recordando aquí tan sólo que la muestra utilizada en la etapa de especificación abarca desde enero de 1975 hasta diciembre de 1988.

Los coeficientes que aparecen en el cuadro 2 son el resultado de estimar el modelo por el método de la máxima verosimilitud con una muestra de 174 observaciones: de enero de 1975 a junio de 1989. En el modelo pueden distinguirse claramente dos tipos de componentes: determinísticos y estocásticos. En el primer grupo se

MODELO UNIVARIANTE CON ANÁLISIS DE INTERVENCIÓN PARA EL IPI I

		12
		(1-L)(1-L) Log IPI =
V	Pascua	- 0.0428 (1-L)(1-L) HSS + (0.0069)
A		
R	Cambio estacional	12
I	veranos a partir	(0.0292 - 0.0854L) (1-L)(1-L) SS8007 +
A	de 1980	(0.0117) (0.0120)
B		
L		12
E	Cambio estacional	(0.0201 + 0.0201L) (1-L)(1-L) SS8606 +
S	veranos a partir	(0.0049) (0.0049)
	de 1986	0.0201 (1-L)(1-L) SS8608 + (0.0049)
	(Tendencia lineal	12
	truncada)	- 0.0036 (1-L)(1-L) T80018208 (0.0010)
	E	12
	F	- 0.0018 (1-L)(1-L) DL + (0.0033)
E	E	12
X	C	0.0100 (1-L)(1-L) DM +
P	T	(0.0035)
L	O	12
I		0.0005 (1-L)(1-L) DMX +
C		(0.0033)
A	C	12
T	A	0.0050 (1-L)(1-L) DJ +
I	L	(0.0034)
V	E	12
A	N	0.0081 (1-L)(1-L) DV
S	D	(0.0033)
	A	12
	R	- 0.0069 (1-L)(1-L) DS +
	I	(0.0035)
	O	12
		0.0132 (1-L)(1-L) DSS (0.0095)
D		
E	Fiestas	12
T	estatales	- 0.0246 (1-L)(1-L) DFFN (0.003)
E		
		12
R	Fiestas	- 0.157 (1-L)(1-L) DFFA
M	autonómicas	(0.0046)
I		
N	(Impulso)	12
I		- 0.0515 (1-L)(1-L) D7902 (0.0170)
S		
		12
T	(Impulso)	- 0.0325 (1-L)(1-L) D7912 + (0.0174)
J		
C		12
A	(Impulso)	0.0397 (1-L)(1-L) D8209 + (0.0173)
S		
		12
	(Impulso)	0.0465 (1-L)(1-L) D8408 + (0.0178)
		12
		(1 - 0.7380L) (1 - 0.8025L) a(t) (0.0547) (0.0508)

Número de residuos: 160 (Marzo 1976 a Junio 1989)
Número de observaciones: 174 (Enero 1975 a Junio 1989)

Desviación estándar de los residuos = 0.018623

Estadístico Box-Pierce-Ljung de la serie residual

14 retardos = 8.5
26 retardos = 19.8
38 retardos = 34.4
50 retardos « **46.0**

Correlación entre parámetros en valor absoluto: todas inferiores
a 0.65

Desviación estándar de los errores de predicción:

Con un mes de antelación: 0.0186
Con doce meses de antelación: 0.0247

Residuos superiores a dos desviaciones estándar, en valor absoluto:

Núm. Observación	Fecha	Valor del residuo en número de des- viaciones típica:.
16	Abril 1976	2.61
97	Enero 1983	2.41
151	Julio 1987	2.31

(*) La cifra entre paréntesis debajo de los coeficientes
estimados es el error estándar.

incluyen todas las variables artificiales, a saber, HSS, SS8007, SS8606, SS8608, T80018208, DL, DM, DMX, DJ, DV, DS, DSS, DFFN, DFFA, D7902, D7912, D8209 y D8408, las cuales se explican en detalle más adelante en esta misma sección; el resto constituye la parte estocástica del modelo que, como es fácil de comprobar, se trata de un modelo ARIMA (0,1,1)x(0,1,1); esto es, con una diferencia regular y otra estacional, una media móvil de primer orden para la parte regular y una media móvil de primer orden estacional.

Al ser significativamente distintos de la unidad los coeficientes estimados para los parámetros de las medias móviles, tenemos que la variable log IPI se caracteriza por tener una tendencia estocástica de tipo cuasi-lineal y una estacionalidad estocástica aditiva sobre dicha tendencia. Dado que el modelo incorpora también variables artificiales con efectos tendenciales y/o estacionales, se puede concluir que el IPI viene caracterizado por unos componentes tendencial y estacional con estructuras mixtas: estocásticas y determinísticas.

Una consecuencia inmediata del modelo anterior es que, prescindiendo de los componentes determinísticos, la función de predicción que le corresponde se puede expresar:

$$\log X_t(k) = b_0^{(t)} + b_1^{(t)} k + S_k^{(t)}$$

$$\text{con } \sum_k S_k^{(t)} = 0.$$

Esto es, se trata de una función de predicción lineal con ordenada en el origen estacional, es decir, distinta para cada mes, y cambiante con el período que se tome como origen de la predicción.

La pendiente de la recta anterior, que también cambia con el origen de la predicción, se puede obtener a partir de la expresión

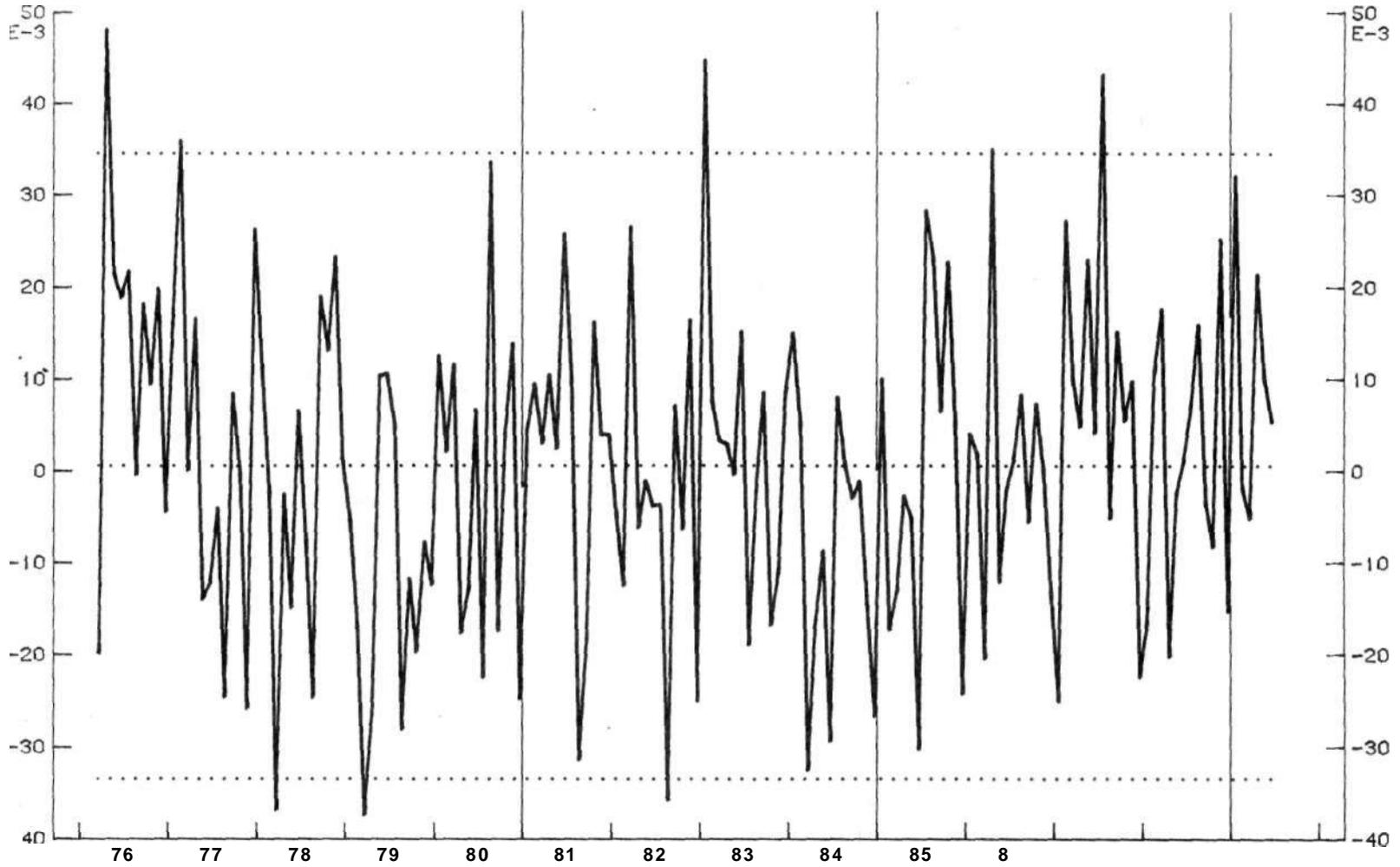
$$b_1^{(t)} = \frac{X_t^{(13)} - X_t^{(1)}}{12}$$

donde $X_t^{(13)}$ y $X_t^{(1)}$ representan las predicciones con 13 y 1 períodos de antelación, respectivamente.

Cuando la variable se expresa en logaritmos - como es el caso del IPI en nuestro modelo - $b_1^{(t)}$ aproxima a la tasa de crecimiento mensual de la función de predicción, de forma que la tasa de crecimiento anual equivalente es la expectativa de crecimiento a medio plazo o inercia de la serie en cuestión.

Los residuos de la estimación y el correlograma de los mismos se presentan en el gráfico 3 y cuadro 3.

RESIDUOS DEL MOD. DE ESTIMAC. DEL IPI 7501/8906



CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS

Cuadro 3

1- 12	.02	.09	.01	-.08	.00	-.02	-.00	.10	.04	.01	.01	.06
ST.E.	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08
Q	.1	1.5	1.5	2.6	2.6	2.7	2.7	4.5	4.8	4.8	4.8	5.4
13- 24	-.02	-.13	.02	-.11	-.09	-.03	.09	.06	.15	-.01	.02	-.02
ST.E.	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.08	.09	.09	.09	.09	.09
Q	5.5	8.5	8.6	10.6	12.1	12.2	13.7	14.4	18.8	18.8	18.9	19.0
25- 36	-.07	.01	-.07	-.00	-.02	.03	.07	-.03	-.09	.06	-.20	-.02
ST.E.	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09
Q	19.8	19.8	20.7	20.7	20.8	21.0	21.9	22.1	23.8	24.5	32.8	32.9
37- 48	-.03	-.08	-.07	.01	-.02	.09	-.03	-.11	.05	-.07	-.06	-.09
ST.E.	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09	.09
0	33.1	34.4	35.5	35.5	35.6	37.5	37.7	40.6	41.2	42.2	43.2	45.1

Las variables explicativas determinísticas incluidas en el modelo, se presentan de forma esquemática en el cuadro 4, donde se describe el componente de la serie sobre el que ejercen algún efecto. Tales variables se explican de forma detallada a continuación:

1. HSS: Variable artificial para el efecto Pascua.

Esta variable se construye para poder estimar el efecto que, sobre la actividad industrial, ejerce el hecho de que la Semana Santa aparezca en momentos distintos del calendario -marzo y/o abril-, según los años. Por consiguiente, HSS sólo toma valores distintos de cero en dichos meses, de tal forma que la suma de tales valores, dentro del año natural sea igual a la unidad.

Ahora bien, a la hora de asignar los valores de HSS en marzo y abril hay que establecer supuestos acerca de la

duración, en términos del número de días, y de la intensidad, distinta según el día de la semana, del efecto Pascua sobre la producción industrial. Pues bien, en el modelo que se presenta, se ha considerado que la duración de dicho efecto es de ocho días y que la intensidad viene recogida por el siguiente esquema de ponderación:

lunes, martes y miércoles de Semana Santa	0.5
jueves, viernes y sábado de Semana Santa	1.0
domingo de Semana Santa	0.0
lunes de Pascua	0.75
Total	5.25

De esta forma si los ocho días caen en el mes de marzo -como ocurrió en 1975-, la variable HSS toma, en dicho año, el valor uno en marzo y cero en abril; ahora bien, si ocurre como en el año 1983 que los cuatro primeros días de la Semana Santa pertenecen a marzo y los cuatro restantes a abril, siguiendo el esquema de distribuir el valor uno proporcionalmente a los coeficientes de ponderación señalados más arriba, se llega a que la variable HSS toma en marzo el valor 0.476 y en abril el valor 0.524.

En resumen, el valor que toma esta variable artificial para los meses de marzo y abril se obtiene sin más que dividir por 5.25 el valor resultante de sumar los valores o coeficientes de ponderación citados relativos a los días que corresponden a cada mes. Con esto, se tiene que los valores que toma esta variable en los meses de marzo y abril desde 1975 a 1992 son:

Año	Marzo	Abril	Año	Marzo	Abril	Año	Marzo	Abril
1975	1	0	1981	0	1	1987	0	1
1976	0	1	1982	0	1	1988	0.48	0.52
1977	0	1	1983	0.48	0.52	1989	1	0
1978	1	0	1984	0	1	1990	0	1
1979	0	1	1985	0	1	1991	0.86	0.14
1980	0.1	0.9	1986	1	0	1992	0	1

2. SS8007: Variable artificial para captar el cambio estacional de los veranos a partir de 1980.

Con esta variable se intenta captar el efecto de un cambio estacional observado en los veranos a partir de 1980. SS8007 es tal que toma el valor uno en los meses de julio del año 1980 y siguientes, y cero en los demás meses.

3. SS8606 y SS8608: Variables artificiales para el cambio estacional de los veranos a partir de 1986.

A partir del verano de 1986 se observa un cambio de estacionalidad, consistente en un acusado descenso de la producción en agosto que se compensa en los meses de junio y julio previos. Este hecho se capta con dos variables: SS8606 que toma el valor uno en el mes de junio del año 1986 y en los meses de junio de los años siguientes y cero en el resto, y SS8608 que toma el valor -2 en el mes de agosto de 1986 y de los años posteriores, tomando valor cero en el resto de los meses.

La compensación de la caída de agosto con subidas en junio y julio se produce al venir afectada la variable SS8606 con un filtro del tipo media móvil de primer orden y restringir, en la etapa de estimación del modelo, los coeficientes de estas variables a que tomen el mismo valor.

4. T80018208: Variable artificial para el truncamiento tendencial causado por la segunda crisis energética.

Esta variable toma el valor cero desde el comienzo de la muestra hasta diciembre de 1979, los valores 1,2,3,...,32 desde enero de 1980 hasta agosto de 1982, y el valor 32 en todos los meses posteriores a agosto de 1982; se trata pues de una variable del tipo tendencia truncada.

Cuadro 4

Variables artificiales	Efectos determinísticos sobre
1. Pascua (HSS)	Estacionalidad Nivel
2. Cambio estacional de los veranos a partir de 1980 (SS8007)	Estacionalidad
3. Cambio estacional de los veranos a partir de 1986 (SS8606 y SS8608)	Estacionalidad
4. Cambio tendencial desde 1980 (T80018208)	Tendencia
5. Calendario (DL,DM,DMX,DJ, DV,DS,DSS)	Estacionalidad Nivel
6. Fiestas intrasemanales (DFFN y DFFA)	Estacionalidad Nivel
7. Impulso (D7902,D7912, D8209 y D8408)	Componente irregular

5. DL,DM,DMX,DJ,DV,DS,DSS: Variables artificiales para captar el efecto de calendario.

Estas siete variables son las denominadas variables de calendario con las que se intenta captar la influencia que la distinta composición y longitud de los meses ejercen sobre la actividad medida a través del IPI.

Siguiendo a Hillmer, Bell y Tiao (1982) y Cleveland y Grupe (1982), disponemos de dos formas de estimar dicho efecto:

a) Incluyendo en el modelo siete variables z_{jt} ($j=1,2,\dots,7$) tales que toman como valor, en un determinado mes t , el número de días j ($j = 1$ lunes, $j = 2$ martes, etc.) que dicho mes tiene.

b) Introduciendo en el modelo siete variables T_{jt} (con $j=1,2,\dots,7$) tales que los valores que toman las seis primeras, en cada mes t , es la diferencia entre el número de días j y el número de domingos en dicho mes; entre tanto, la séptima variable (T_{7t}) toma como valor en cada mes t el número total de días de dicho mes.

Ambas representaciones están vinculadas a través de las siguientes expresiones:

Representemos por TD el denominado efecto de calendario que, lógicamente, en cada mes t , vendrá dado por el resultado de multiplicar los coeficientes a estimar por el valor de cada una de la siete variables correspondientes; así, en la alternativa a) tendríamos:

$$TD = \sum_{j=1}^7 \phi_j z_{jt}$$

y en la alternativa b)

$$TD_t = \sum_{j=1}^6 \beta_j T_{jt} + \beta_7 T_{7t} = \sum_{j=1}^6 \beta_j (z_{jt} - z_{7t}) + \beta_7 \sum_{j=1}^7 z_{jt}$$

donde:

$$\beta_j = \phi_j - \bar{\phi} \quad (j = 1, 2, \dots, 6)$$

$$\beta_7 = \bar{\phi} = \frac{1}{7} \sum_{j=1}^7 \phi_j$$

Dado que la representación b) se realiza con variables más ortogonales, resulta preferible a la opción a) y es, por consiguiente, la que se ha adoptado aquí. Así, la correspondencia entre las variables que recogen el efecto de calendario en el cuadro 2 y las variables T_j es la siguiente: DL = T_1 ; DM = T_2 ; DMX = T_3 ; DJ = T_4 ; DV = T_5 ; DS = T_6 ; DSS = T_7 .

Por otra parte, teniendo en cuenta las relaciones anteriores es inmediato obtener la contribución sobre la

producción del mes, de un día adicional según se trate de lunes, martes, etc.; así, tendríamos que esta contribución sería, utilizando los correspondientes coeficientes del cuadro 2, del 1.1%, 2.3%, 1.4%, 1.8%, 2.1% y 0.6% para los seis primeros días de la semana, respectivamente, en tanto que la contribución de los domingos sería reducir en un 0.3% el valor del índice de producción industrial.

6. DFFN y DFFA: Variables artificiales para captar los efectos de las fiestas intrasemanales.

La variable DFFN toma en cada mes un valor igual al número total de días festivos estatales en dicho mes y la variable DFFA un valor igual al número total de días festivos autonómicos con una cobertura del 60% o más del territorio nacional (5). En la construcción de ambas variables no se cuentan las fiestas que caen en sábado o domingo. En el cuadro 5 se representan los valores de estas dos variables.

(5) Para que una fiesta no estatal sea tomada en cuenta a la hora de construir la variable DFFA ha de afectar al 60% o más de la población del territorio nacional.

DFPM

Año	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	Mayo	Jun.	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
1975	2	0	1	0	3	0	2	1	0	0	0	2
1976	2	0	1	0	1	2	0	0	0	1	1	1
1977	1	0	0	0	0	1	2	1	0	1	1	1
1978	1	0	0	0	2	0	1	1	0	1	1	2
1979	1	0	1	0	1	1	1	1	0	1	0	1
1980	1	0	1	0	1	1	1	1	0	0	0	1
1981	2	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	2
1982	2	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1
1983	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
1984	1	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1	1
1985	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	1
1986	2	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	2
1987	2	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	2
1988	2	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	2
1989	1	0	0	0	1	0	0	0	1	0	1	3
1990	1	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1	2
1991	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	2
1992	2	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	2

DFFA

Año Ene. Feb. Mar. Abr. Mayo Jun. Jul. Ago. Sep. Oct. Nov. Dec.

1975	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1976	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1977	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1978	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1980	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1981	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
1983	0	0	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0
1984	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0
1985	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0
1986	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
1987	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1988	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0
1989	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
1990	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0
1991	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0
1992	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0

7. D7902, D7912, D8209 y D8408: Variables artificiales para captar residuos atípicos puntuales.

Estas cuatro variables son de tipo impulso, por cuanto que toman el valor cero en todas las observaciones salvo en los meses de febrero de 1979, diciembre de 1979, septiembre de 1982 y agosto de 1984, respectivamente, en los que toman el valor uno. Con su inclusión en el modelo se pretende estimar el efecto que determinados acontecimientos especiales acaecidos en los citados meses ejercen sobre la actividad industrial.

En resumen, el modelo univariante con análisis de intervención que se propone para explicar el comportamiento observado del IPI y en base al cual se realizarán predicciones, se caracteriza por la presencia de unos componentes tendencial y estacional con estructuras mixtas, ambos, de carácter estocástico y determinístico.

Este hecho es importante y hay que tenerlo muy en cuenta cuando se aborda la extracción de señales de la serie del IPI, aspecto que se trata en la sección siguiente.

V. ESTIMACIÓN DE LA TENDENCIA Y COMPONENTE ESTACIONAL DEL IPI.

V.1. Extracción de señales

La tendencia y la serie ajustada de estacionalidad constituyen habitualmente las señales de una serie temporal sobre las que basar el análisis de coyuntura. La elección del componente tendencial con este fin obedece a que esta señal presenta una menor variabilidad que la serie ajustada de estacionalidad (ver gráficos 4a y 4b) - la cual incorpora, además de la tendencia, el componente irregular.

Sin embargo, en el caso de la serie que nos ocupa, el IPI, es posible extraer, además de la tendencia y los factores estacionales, otro tipo de señales que tienen significado propio y también pueden resultar de interés para analizar la evolución de la actividad industrial. Así, gracias a disponer del modelo estimado que se presentó en la sección anterior, es posible construir, entre otras, las siguientes series: IPI corregido de efecto Pascua, IPI corregido de efecto calendario, IPI corregido de efectos tendenciales determinísticos, IPI corregido de efectos estacionales determinísticos, y

Gráfico 4a

ÍNDICE DE PRODUCC. INDUSTRIALSU AJUSTE ESTAC. Y TENDENCIA

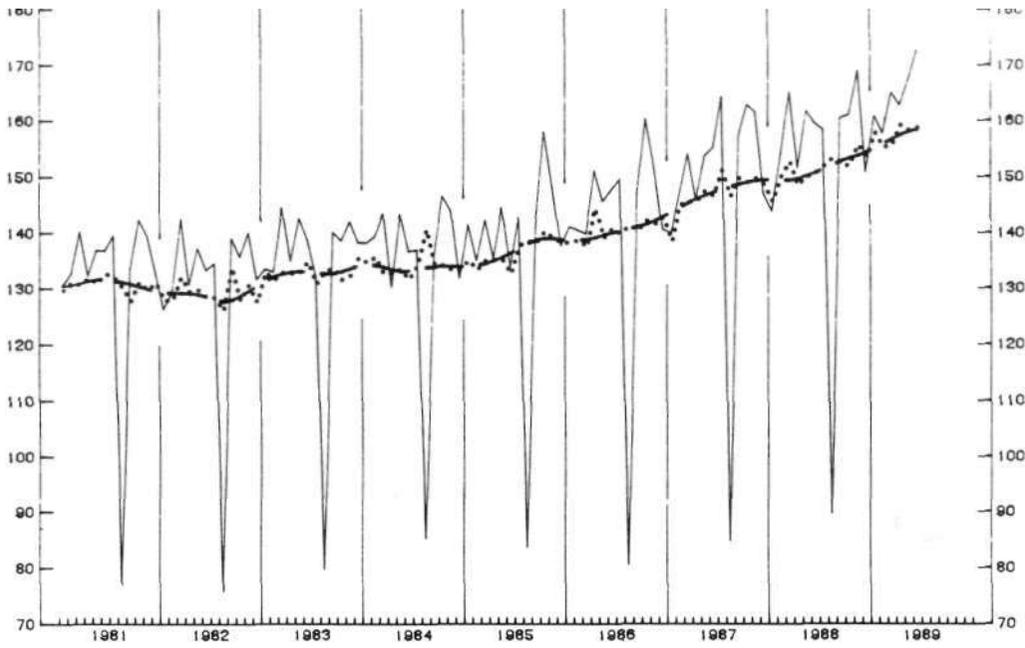
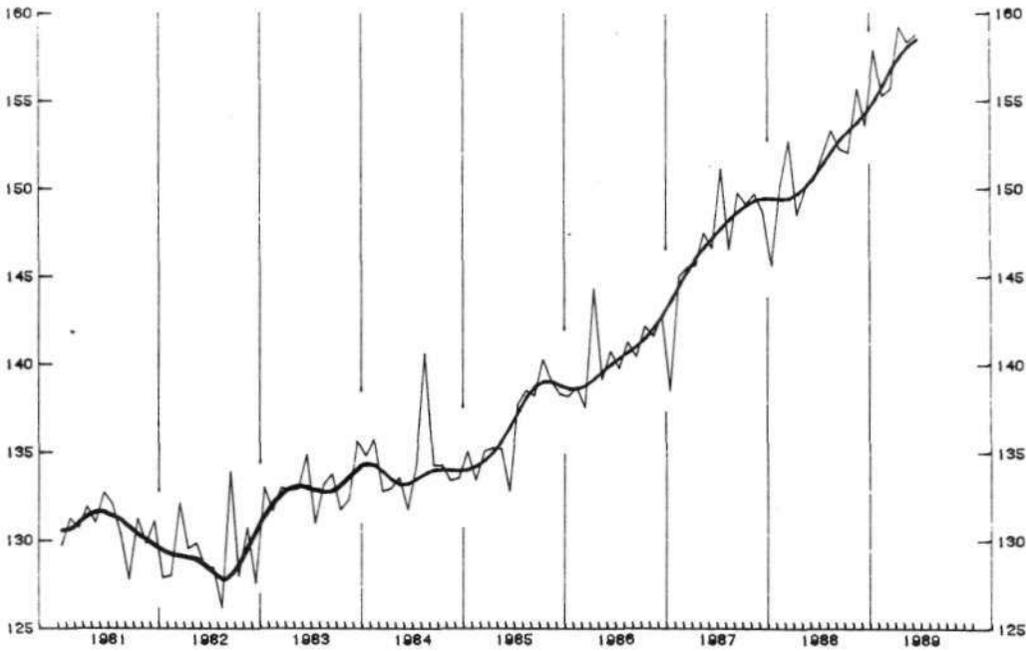


Gráfico 4b

IPI AJUSTADO DE ESTACIONALIDAD Y SU TENDENCIA



todas aquéllas resultantes de corregir el IPI por un efecto combinado de algunos de los antedichos.

Existen, fundamentalmente, tres formas de abordar el problema de la extracción de señales en una serie temporal: empíricos (X-11, X-11 Arima, etc.) / basados en modelos [ver Burman (1980), Hillmer, Bell y Tiao (1982) y Maravall (1986)] y estructurales [ver Harvey y Todd (1983), Maravall (1985) y Fernández (1988)].

El procedimiento seguido aquí (X-11 Arima) corresponde al primer grupo de los mencionados, si bien, lejos de hacer un uso automático de dicho procedimiento, al realizar la extracción de señales se utiliza la información que nos suministra el modelo estimado para prolongar la serie con predicciones hasta diciembre de 1991 y para corregir la serie, una vez ampliada con las citadas predicciones, de los efectos a priori determinísticos cuya no consideración podría distorsionar la estimación de los componentes finales.

Conviene observar que tal forma de proceder exige tener presente sobre qué componentes de la serie original ejercen sus efectos cada uno de los elementos determinísticos incluidos en el modelo. Dado que la serie sobre la que se extraen las señales es una serie limpia de tales efectos, habrá que imputar a cada componente

estimado para dicha serie corregida, los correspondientes efectos determinísticos previamente eliminados, llegando así a los componentes finales del IPI.

V.2 Componentes determinísticos

A continuación se expone de forma detallada cada uno de los efectos, tendencial, estacional e irregular, que producen cada una de las variables determinísticas del modelo:

1. Variable artificial para el efecto Pascua (HSS).

Siguiendo a Hillmer, Bell y Tiao (1982) esta variable se puede descomponer de la siguiente manera, en cada momento del tiempo t :

$$HSS = H1 + H2 + H3 ,$$

donde:

$$H1 = HSS - 1/2 MA ,$$

$$H2 = 1/2 MA - 1/12 ,$$

$$H3 = 1/12 ,$$

siendo MA una variable artificial que toma el valor cero en todos los meses salvo marzo y abril en los que toma el valor 0.58 y 1.42, respectivamente; estos valores responden al hecho de que a lo largo de los años que conforman la muestra utilizada, la media ponderada de los días afectados por la Pascua que caen en marzo es el 29%,

y en abril el 71%.

Observemos entonces que H1 es una variable artificial que sólo toma valores distintos de cero en los meses de marzo y abril y su suma cada año es cero; H2 es una variable artificial cuyos valores suman cero cada doce observaciones consecutivas; y, finalmente, H3 es una constante.

En consecuencia, denominando w_1 al coeficiente estimado para la variable HSS en el modelo, tenemos que el efecto conjunto -que representaremos por E- vendrá dado, en cada momento del tiempo, por:

$$E = w_1 HSS = w_1 H1 + w_1 H2 + w_1 H3 = E1 + E2 + E3$$

donde E1 representa el efecto Pascua puro, E2 recoge un efecto estacional puro y E3 nos mide la influencia sobre el nivel (efecto tendencial).

2. Cambio estacional de los veranos a partir del año 1980 (SS8007).

Si nos fijamos en el modelo y nos abstraemos del resto de variables podemos escribir:

$$AA_{12} \log IPI = \dots + (w_2 + w_3 L) AA_{12} SS8007 + \dots$$

donde w_2 y w_3 son los coeficientes estimados.

Dado que, como expusimos antes, la variable SS8007 toma el valor uno en los meses de julio del año 1980 y siguientes, y cero en el resto, tenemos que w_2 y w_3 nos miden, respectivamente, el efecto en los meses de julio y agosto a partir del año 1980 sobre log IPI.

Ahora bien, al tratarse de un cambio estacional, ha de ocurrir que esos efectos se compensen en el año, razón por la que dicho cambio tendrá efectos no sólo en los meses de julio y agosto sino, también, en el resto de los meses del año; para estimar estos últimos efectos procederemos de la siguiente manera. Representemos por S_j la influencia de cada uno de los meses del año sobre log IPI; por lo dicho antes, tenemos que la suma de los efectos cada doce meses consecutivos ha de ser cero, luego

$$S_j = h_j - \bar{h}, \quad j = 1, \dots, 12$$

donde:

$$\bar{h} = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} h_j$$

Y

$$h_j = 0; \quad j \neq 7 \text{ y } 8; \quad h_7 = w_2 = 0.0292; \quad \text{y, } h_8 = w_3 = -0.0854$$

De todo lo anterior se deriva que los coeficientes
6 estimados para los distintos meses son:

Enero	0.004683
Febrero	0.004683
Marzo	0.004683
Abril	0.004683
Mayo	0.004683
Junio	0.004683
Julio	0.033883
Agosto	-0.080716
Septiembre	0.004683
Octubre	0.004683
Noviembre	0.004683
Diciembre	0.004683

3. Cambio estacional de los veranos a partir de 1986
(SS8606 y SS8608).

En este caso las variables artificiales utilizadas para captar este efecto toman valores que se compensan cada doce meses consecutivos y al venir afectadas del mismo número de diferencias que la variable log IPI tenemos que dicho cambio estacional sólo tiene efecto distinto de cero en los meses de junio, julio y agosto del año 1986 y siguientes; y dicho efecto se mide sin más que multiplicar el mismo coeficiente -recordemos que en la etapa de estimación se restringe a que sea único este valor- por los valores de las variables; esto es, w en junio, w en julio y $-2w$ en agosto.

4. Cambio tendencial desde 1980 (T80018208).

Al igual que hicimos anteriormente consideremos solamente una parte del modelo:

$$AA_{12} \log IPI = \dots + w_{512} AA_{12} T80018208 + \dots$$

de acuerdo con ello, la variable tendencia truncada afecta directamente a log IPI, siendo tal efecto igual a

$$w_{512} T80018208$$

5. Calendario.

Para distinguir los efectos sobre los componentes no observables de la serie que inducen las variables de calendario, siguiendo a Hillmer, Bell y Tiao (1982), es conveniente tener en cuenta la siguiente igualdad:

$$T_{7t} = T_{7t} - LF + \frac{365.25}{12} + LF - \frac{365.25}{12},$$

donde LF es una variable artificial que toma el valor 0.75 en el mes de febrero de los años bisiestos; -0.25 en los meses de febrero de los años no bisiestos y cero en el resto de los meses del año.

De esta forma, representando por $w_6, w_7, w_8, w_9, w_{10}$, w_{11} y w_{12} a los coeficientes que afectan a las variables

DL,DM,DMX,DJ,DV,DS y DSS, tenemos que el efecto conjunto de estas variables se puede descomponer en:

$$\begin{aligned}
 TD_t &= w_{6t} DL_t + w_{7t} DM_t + w_{8t} DMX_t + w_{9t} DJ_t + w_{10t} DV_t + w_{11t} DS_t \\
 &+ w_{12t} LF_t + w_{12t} \left(DSS_t - LF_t - \frac{365.25}{12} \right) + \\
 &+ w_{12} \frac{365.25}{12} .
 \end{aligned}$$

En la expresión anterior, el último sumando es una constante, el anterior es tal que suma cero cada doce períodos consecutivos -se trata, pues, de un efecto estacional- y, finalmente, el resto representa conjuntamente el efecto de calendario puro, y que se puede comprobar [ver Hillmer, Bell y Tiao (1982)] que a largo plazo es cero.

6. Fiestas intrasemanales (DFFN y DFFA).

El efecto de estas dos variables sobre log IPI es el resultado de multiplicar el coeficiente respectivo por cada variable; sin embargo, tal efecto conjunto se puede descomponer en un efecto estacional puro y en un efecto sobre el nivel.

Representemos por N_t y A_t unas variables cuyos valores son constantes dentro de cada año natural, siendo tal

constante el número de fiestas estatales y autonómicas, respectivamente, del año en cuestión, a excepción de domingos y sábados festivos; es decir, si en el año 1983 el número de fiestas estatales fue cinco y el de autonómicas, tres, las variables N_t y A_t toman tales valores en todos los meses de dicho año. En el cuadro 6 se presentan los valores de dichas variables.

Denominemos ahora FPN_t y FPA_t al tanto por uno de fiestas estatales y autonómicas, respectivamente, en el mes t dentro de un año natural con respecto al total de cada año; es decir:

$$FPN_t = DFFN_t / N_t \quad ; \quad y, \quad FPA_t = DFFA_t / A_t$$

tenemos, entonces, que es posible escribir:

$$DFFN_t = N_t (FPN_t - 1/12) + 1/12 N_t$$

$$DFFA_t = A_t (FPA_t - 1/12) + 1/12 A_t$$

pues bien, los términos entre paréntesis suman cero cada doce períodos consecutivos -el efecto del primer sumando es, pues, de carácter estacional-; el segundo sumando en ambas expresiones es una constante y afecta por lo tanto al nivel de la variable.

Así, siendo w_{13} y w_{14} los coeficientes estimados para $DFFN_t$ y $DFFA_t$, los efectos estacionales de ambas variables

vendrán dados, en cada mes t , por

$$w_{13} N_t (FPN - 1/12); y,$$

$$w_{14} A_t (FPA - 1/12)$$

7. Variables impulso (D7902,D7912,D8209 y D8408).

Todas ellas ejercen su influencia sobre el componente irregular y su efecto viene medido por el resultado de multiplicar el valor del coeficiente estimado por el valor de la variable correspondiente.

Llegados a este punto conviene resumir lo expuesto clasificando los efectos según el componente de la serie que se ve afectado.

1. Tendenciales

$$w_1 H_3 + w_5 T80018208 + w_{12} 365.25/12 + w_{13} N_t /12$$

$$+ w_{14} A_t /12$$

2. Estacionales

$$\begin{aligned}
 & w_1 H1 + w_1 H2 + \sum_{j=1}^{12} \delta_j + (w_4 + w_4 L) SS8606 + \\
 & + w_4 SS8608 + w_6 DL + w_7 DM + w_8 DMX + w_9 DJ \\
 & + w_{10} DV + w_{11} DS + w_{12} LF + w_{12} (DSS - LF - \\
 & (365.25/12)) + w_{13} N (FPN - 1/12) + \\
 & + w_{14} A (FPA - 1/12)
 \end{aligned}$$

3. Componente irregular

$$w_{15} D7902 + w_{16} D7912 + w_{17} D8209 + w_{18} D8408$$

El interés de la descomposición anterior estriba en el hecho de que el procedimiento X-11 Arima utilizado para obtener los componentes de la serie del IPI admite la introducción de los denominados factores a priori con el fin de llevar a cabo la extracción de componentes a partir, no de la serie original, sino de la serie corregida por tales efectos. Así pues, una vez identificados los distintos efectos y teniendo en cuenta que se han evaluado sobre el logaritmo del IPI cuando la descomposición la haremos directamente sobre el IPI, la

tabla de efectos a priori será la resultante de agregar los efectos individuales que se consideren.

Así, de esta forma, tenemos los siguientes factores previos:

A. Tendenciales

a) Por cambio a partir de 1980

$$PT_t = \exp(w_5 * T80018208) * 100 = \exp(-0.0036 * T80018208) * 100$$

b) Por fiestas intrasemanales

b.1. Estatales

$$PN_t = \exp(w_{13} * N_t / 12) * 100 = \exp(-0.0246 N_t / 12) * 100$$

b.2. Autonómicas

$$PA_t = \exp(w_{14} * A_t / 12) * 100 = \exp(-0.0157 A_t / 12) * 100$$

b.3. Total

$$PFT_t = PN_t * PA_t / 100$$

c) Total

$$FTDP_t = PT_t * PFT_t / 100$$

B. Estacionales

a) Por Pascua

$$\begin{aligned}PH12_t &= \exp(w_i H1) \exp(w_l H2) * 100 = \\ &= \exp(-0.0428 * (H1+H2)) * 100\end{aligned}$$

b) Por cambio estacional de los veranos

b.1. A partir del año 1980

$$PV1_t = \exp(\theta_j) * 100$$

b.2. A partir del año 1986

$$PV2_t = \exp(w_4 * (SS8606+SS8607+SS8608)) * 100$$

$$= \exp(0.0201 * (SS8606+SS8607+SS8608)) * 100$$

donde SS8607 es una variable que toma el valor uno en los meses de julio del año 1986 y siguientes, y cero en el resto.

b.3. Total

$$PV_t = PV1_t * PV2_t / 100$$

c) Por efecto de calendario

$$\begin{aligned}
 PC_t &= \exp \left(w_6 \frac{DL}{t} + w_7 \frac{DM}{t} + w_8 \frac{DMX}{t} + w_9 \frac{DJ}{t} \right. \\
 &\quad + w_{10} \frac{DV}{t} + w_{11} \frac{DS}{t} + w_{12} \frac{LF}{t} + \\
 &\quad \left. + W_{12} \left(\frac{DSS}{t} - \frac{LF}{t} - (365.25/12) \right) * 100 \right) \\
 &= \exp \left(-0.0018 \frac{DL}{t} + 0.01 \frac{DM}{t} + 0.0005 \frac{DMX}{t} \right. \\
 &\quad + 0.005 \frac{DJ}{t} + 0.0081 \frac{DV}{t} - 0.0069 \frac{DS}{t} + \\
 &\quad \left. + 0.0132 \frac{LF}{t} + 0.0132 \left(\frac{DSS}{t} - \frac{LF}{t} - \right. \right. \\
 &\quad \left. \left. (365.25/12) \right) * 100 \right)
 \end{aligned}$$

d) Por fiestas intrasemanales

d.1. Estatales

$$\begin{aligned}
 PFN_t &= \exp \left(w_{13} \frac{N}{t} \left(\frac{FPN}{t} - 1/12 \right) \right) * 100 \\
 &= \exp \left(-0.0246 \frac{N}{t} \left(\frac{FPN}{t} - 1/12 \right) \right) * 100
 \end{aligned}$$

d.2. Autonómicas

$$\begin{aligned}
 PFA_t &= \exp \left(W_{14} \frac{A}{t} \left(\frac{FPA}{t} - 1/12 \right) \right) * 100 \\
 &= \exp \left(-0.0157 \frac{A}{t} \left(\frac{FPA}{t} - 1/12 \right) \right) * 100
 \end{aligned}$$

d.3. Total

$$PF_t = PFN_t * PFA_t / 100$$

e) Total

$$FEDP_t = PH12_t * PV_t * PC_t * PF_t / 100^3$$

C. Componente irregular

$$\begin{aligned} \text{PI}_t &= \exp \left(w_{15} D7902 + w_{16} D7912 + w_{17} D8209 + \right. \\ &\quad \left. + w_{18} D8408 \right) * 100 = \\ &= \exp \left(-0.0515 D7902 - 0.0325 D7912 + \right. \\ &\quad \left. 0.0397 D8209 + 0.0465 D8408 \right) * 100 \end{aligned}$$

Los factores determinísticos previos, tanto tendenciales como estacionales, se presentan en los gráficos 5 al 8 y se listan en el apéndice.

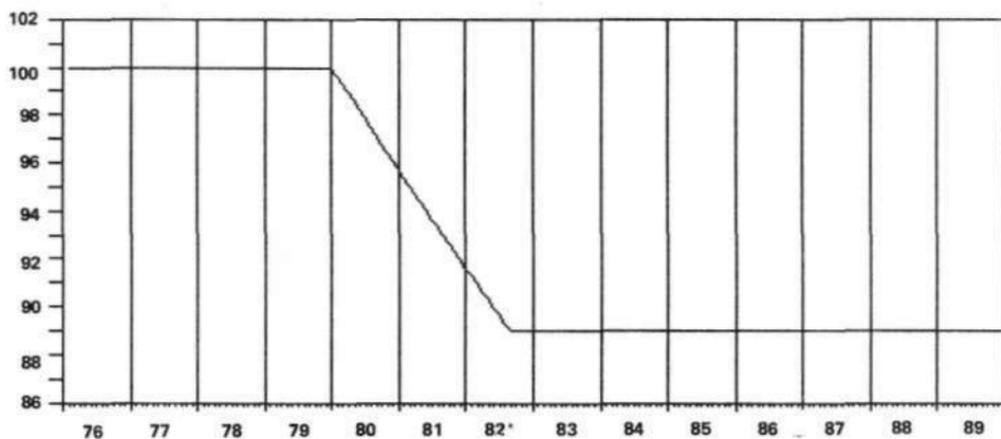
Gráfico 5

FACTORES DETERMINISTICOS TENDENCIALES

TOTALES



CAMBIO TENDENCIAL ENERO 1980/AGOSTO 1982



FIESTAS INTRASEMANALES (TOTAL)

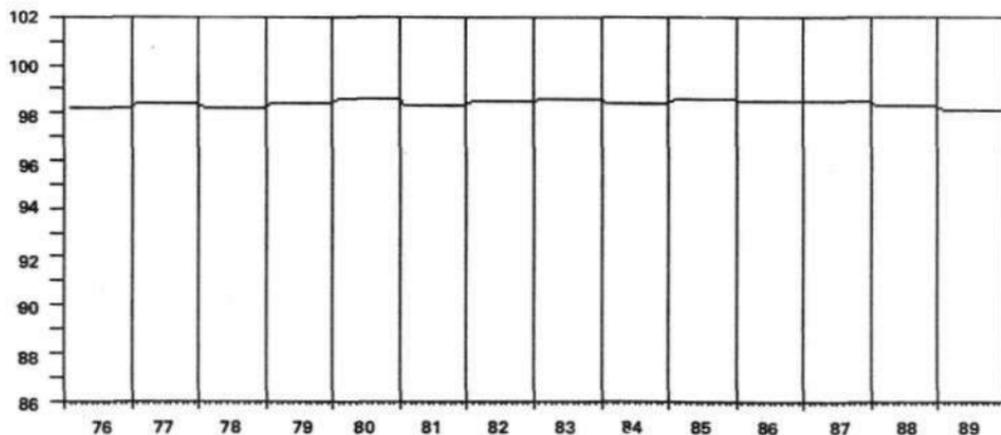
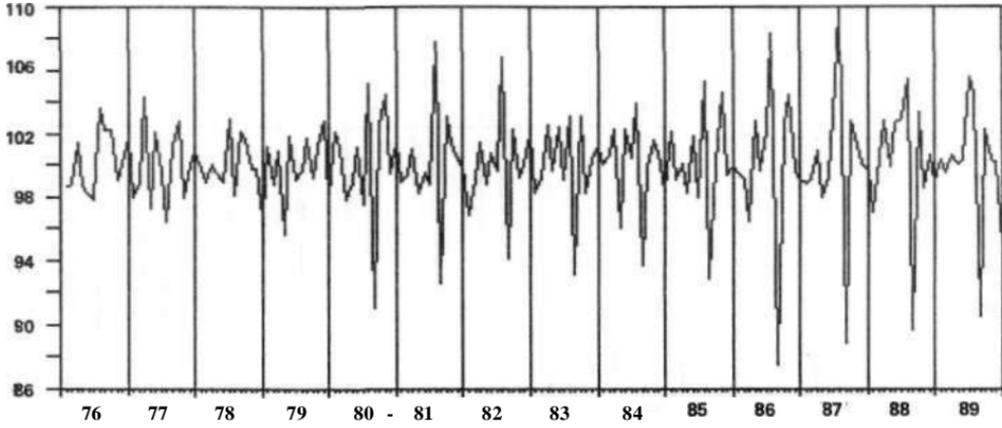
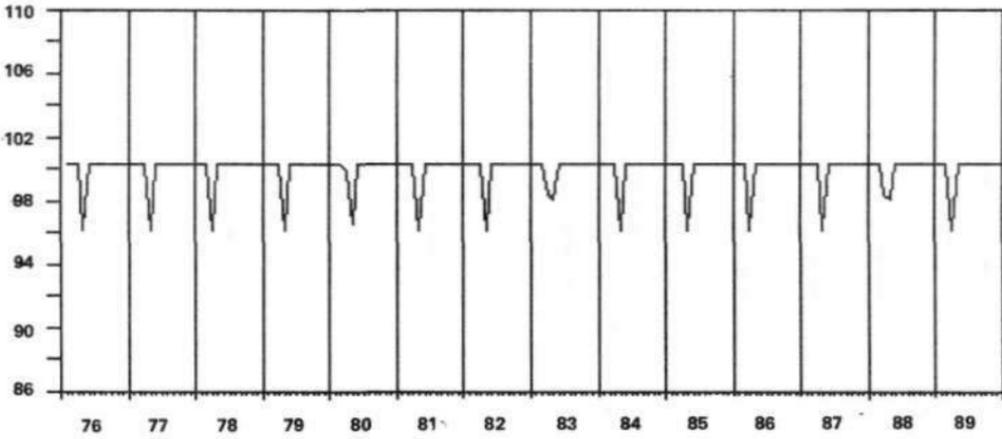


Gráfico 6

**FACTORES DETERMINISTICOS ESTACIONALES
TOTALES**



EFFECTO PASCUA



EFFECTO CALENDARIO

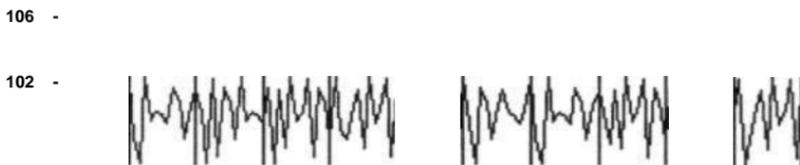
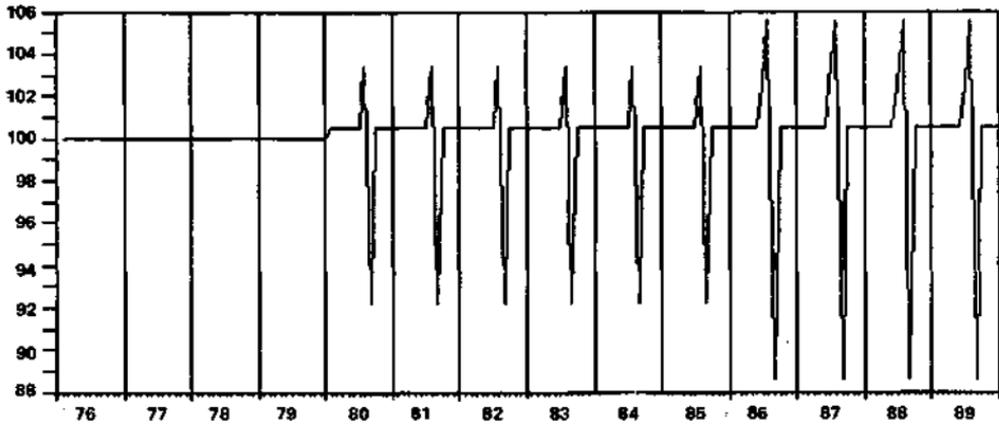
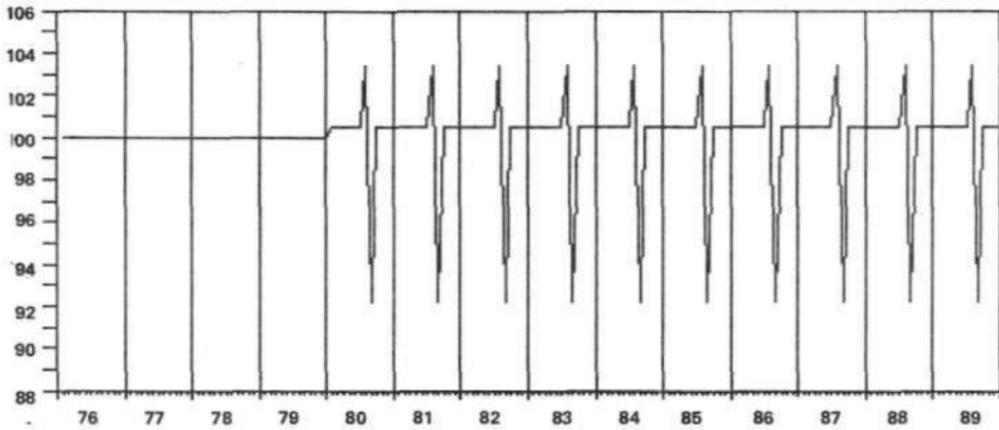


Gráfico 7

FACTORES DETERMINISTICOS ESTACIONALES
CAMBIO ESTACIONAL VERANOS (TOTAL)



CAMBIO ESTACIONAL VERANOS DESDE 1980



CAMBIO ESTACIONAL VERANOS DESDE 1986

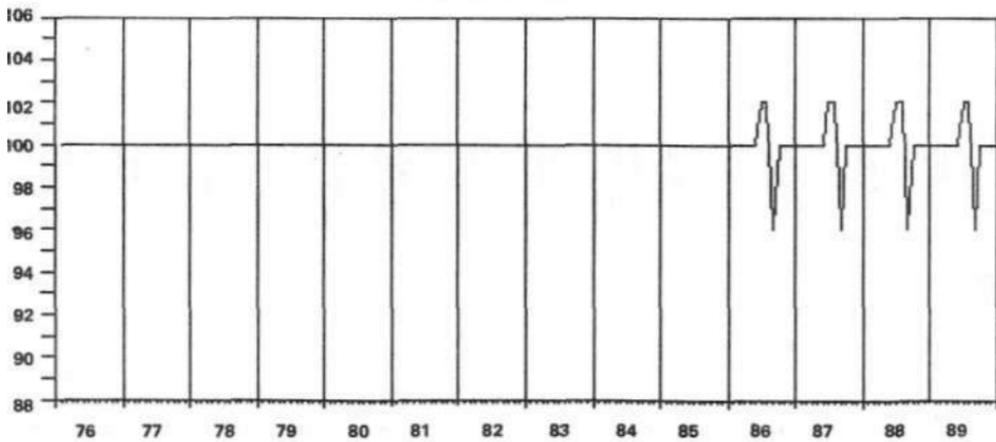
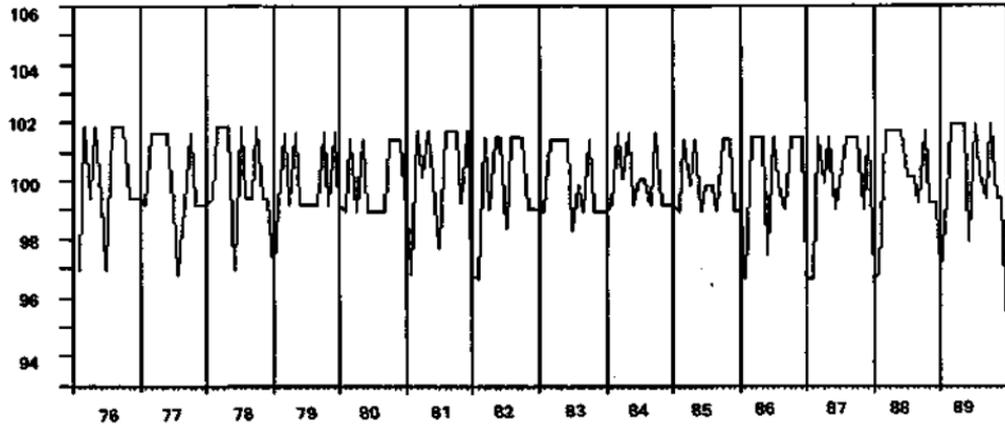
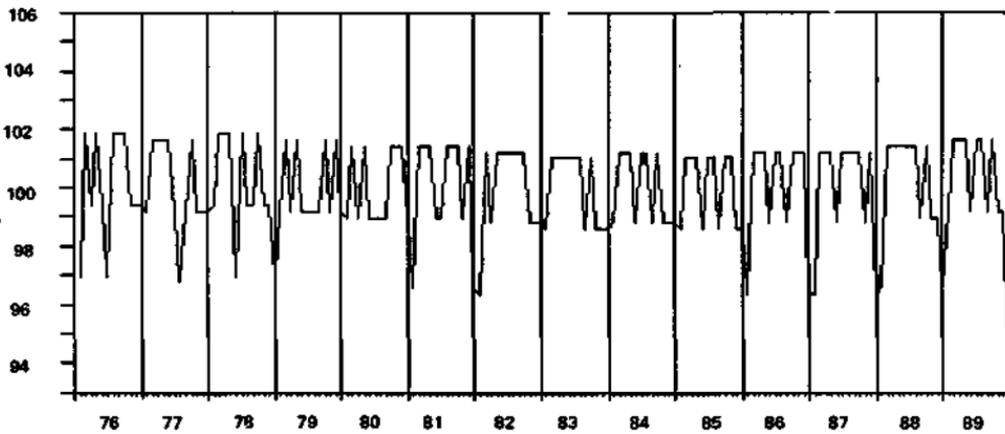


Gráfico 8

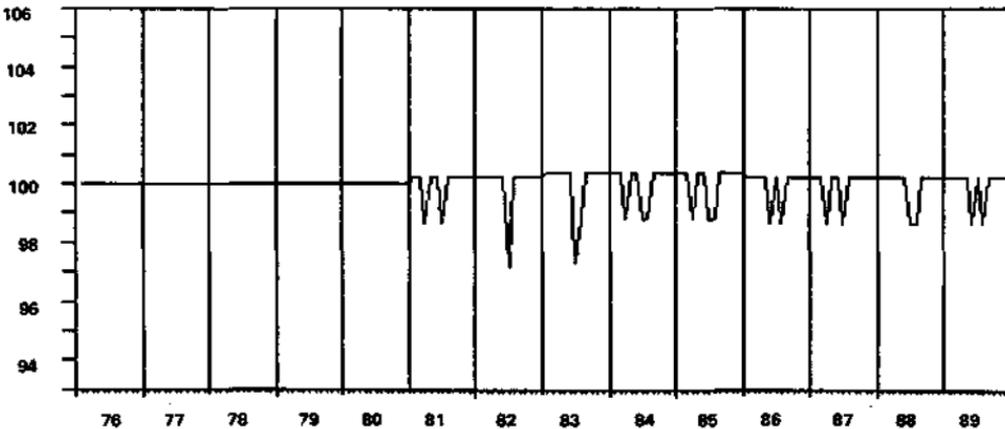
FACTORES DETERMINISTICOS ESTACIONALES
FIESTAS INTRASEMANALES (TOTAL)



FIESTAS INTRASEMANALES ESTATALES



FIESTAS INTRASEMANALES AUTOMATICAS



V.3. Estimación final de la tendencia y componente estacional.

Si se corrige la serie por todos los factores previos del punto anterior, la serie resultante viene generada por un modelo puramente estocástico y se le pueden aplicar los procedimientos de extracción de señales habituales. Como ya se ha adelantado, el procedimiento utilizado en este trabajo es el método X-11 Arima. A los componentes obtenidos por este método para la serie corregida del IPI les denominamos estocásticos, en contraposición a los anteriores que tenían carácter determinístico. Obviamente los componentes finales se obtienen integrando los correspondientes componentes estocásticos y determinísticos.

Así, si denominamos F12 a la tendencia estocástica estimada por X-11 Arima, tenemos que la tendencia de la serie original - que se representa en los gráficos 4a y 4b - se obtendrá a partir de la expresión:

$$TEND_t = F12_t * FTDP_t / 100 ,$$

de la misma manera, los factores estacionales finales se calculan sin más que realizar la siguiente operación:

$$FACTES_t = FIO_t * FEDP_t / 100 ,$$

donde F10 representa la serie de factores estacionales estocásticos obtenida por aplicación del X-11 Arima a la serie corregida. En el gráfico 9 se ofrecen los factores estacionales finales en nivel, y en el gráfico 10 aparecen en desviaciones respecto a la media junto con los factores estacionales estocásticos obtenidos con el X-11 Arima.

Finalmente, el componente irregular -que representamos por F13-también deberá ser modificado por los factores a priori que le afectan, de tal forma que el componente irregular final vendrá dado por

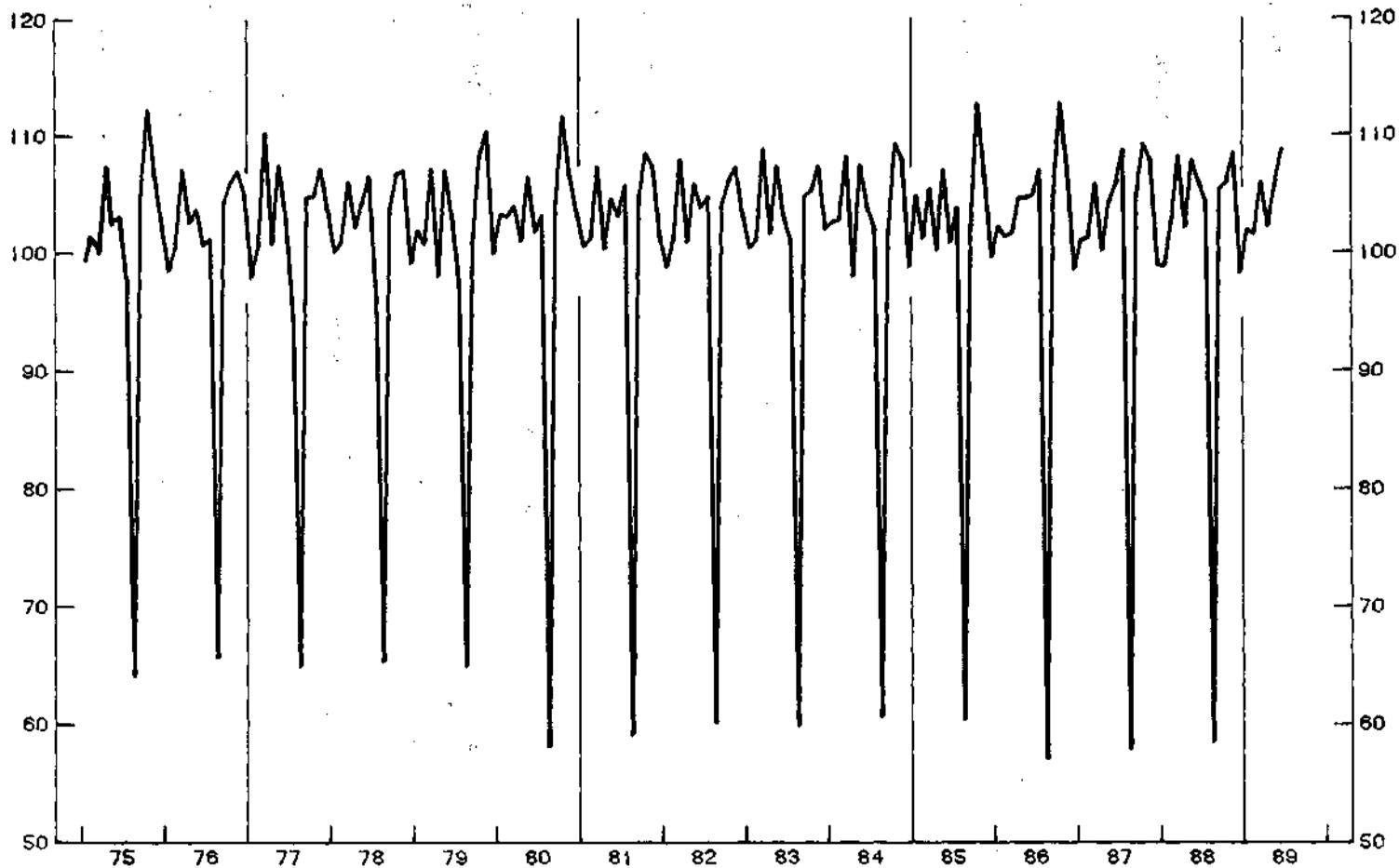
$$F13_t * PI_t / 100 .$$

Una idea de la importancia de este último componente para la serie del IPI la ofrece el gráfico 4b donde se representan conjuntamente la tendencia y la serie ajustada de estacionalidad, la cual se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$IPIAJUS_t = (IPI_t / FACTES_t) * 100 .$$

Esta serie ajustada de estacionalidad, junto con la serie original y las estimaciones finales de los componentes tendencial, estacional e irregular, se listan en el cuadro 7.

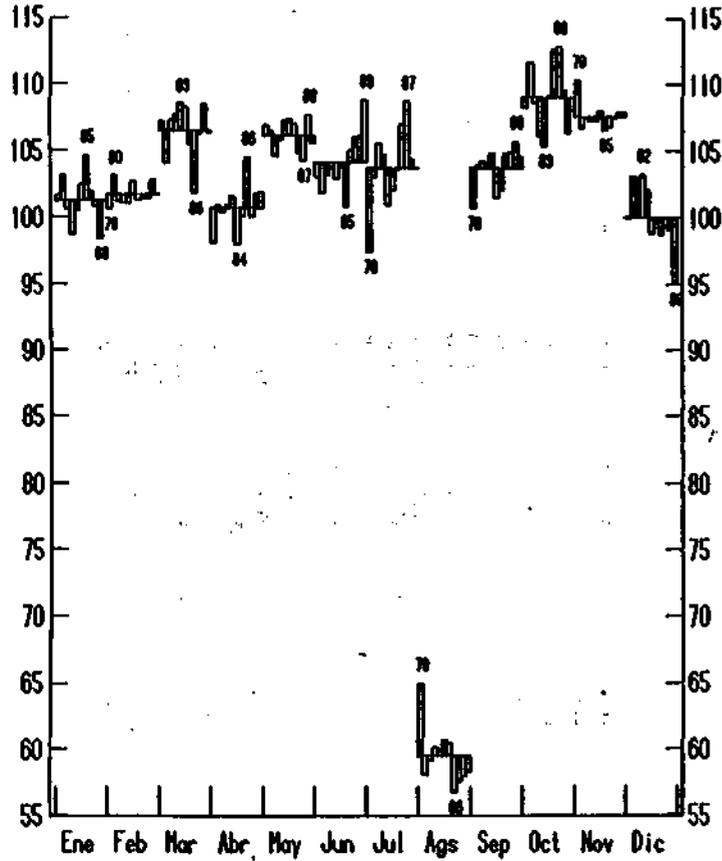
FACTORES ESTACIONALES TOTALES DEL ÍNDICE DE PRODUCC. INDUSTRIAL



FACTORES ESTACIONALES

factores estacionales totales fft

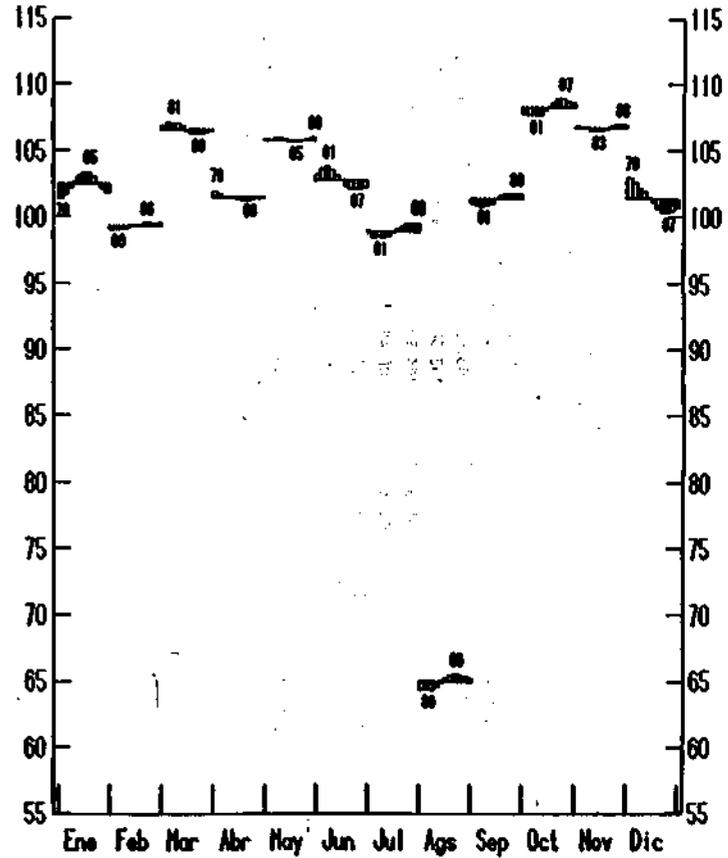
GRÁFICO ESTACIONAL DE DESVIACIONES A LA HEDÍA



Nota: Coeficientes estacionales correspondientes al período de 197901 a 198912.

factores estacionales estocasticos fx

GRÁFICO ESTACIONAL DE DESVIACIONES A LA HEDÍA



IPI: SERIE ORIGINAL Y COMPONENTES FINALES

	SERIE ORIGINAL	FACTORES ESTACIONALES TOTALES	SERIE AJUSTADA DE ESTA- CIONALIDAD	TENDENCIA	COMPONENTE IRREGULAR	
1976	ENERO	112.2	98.15	114.32	115.11	99.27
	FEBRERO	115.4	100.47	114.87	115.90	99.07
	MARZO	124.2	106.62	116.49	117.19	99.37
	ABRIL	122.7	102.38	119.85	118.79	100.85
	MAYO	125.3	103.59	120.95	120.39	100.43
	JUNIO	122.5	100.48	121.91	121.69	100.15
	JULIO	124.1	101.21	122.62	122.56	100.01
	AGOSTO	81.3	65.72	123.71	123.01	100.52
	SEPTBRE.	128.1	104.19	122.95	123.29	99.69
	OCTUBRE	130.6	106.09	123.10	123.68	99.49
	NOVBRE.	132.9	106.93	124.28	124.34	99.92
	DCBRE.	127.8	105.50	121.13	125.22	96.70
1977	ENERO	123.0	97.79	125.78	126.38	99.48
	FEBRERO	128.8	100.53	128.12	127.04	100.82
	MARZO	140.8	109.80	128.23	127.30	100.70
	ABRIL	128.5	100.55	127.80	127.17	100.45
	MAYO	135.6	107.57	126.06	126.87	99.32
	JUNIO	128.9	102.55	125.69	126.62	99.24
	JULIO	119.5	94.36	126.65	126.58	100.01
	AGOSTO	82.5	64.89	127.14	126.86	100.18
	SEPTBRE.	133.9	104.72	127.87	127.47	100.28
	OCTUBRE	134.0	104.79	127.87	128.15	99.74
	NOVBRE.	133.2	107.13	124.33	128.73	96.55
	DCBRE.	134.8	104.10	129.48	129.06	100.29
1978	ENERO	130.0	100.06	129.92	128.90	100.75
	FEBRERO	130.4	100.89	129.24	128.81	100.30
	MARZO	133.7	105.37	126.89	128.59	98.65
	ABRIL	131.7	102.26	128.79	128.38	100.28
	MAYO	133.0	103.99	127.89	128.36	99.61
	JUNIO	137.8	106.53	129.35	128.72	100.46
	JULIO	123.9	96.11	128.92	129.47	99.53
	AGOSTO	84.7	65.33	129.65	130.48	99.34
	SEPTBRE.	136.8	103.58	132.07	131.49	100.40
	OCTUBRE	141.7	106.81	132.67	132.29	100.24
	NOVBRE.	142.8	106.90	133.58	132.65	100.67
	DCBRE.	131.9	99.36	132.75	132.69	100.15
1979	ENERO	134.8	101.81	132.41	132.26	100.08
	FEBRERO	125.9	100.74	124.98	131.73	94.84
	MARZO	137.6	106.50	129.20	131.52	98.20
	ABRIL	126.6	97.89	129.33	131.75	98.12
	MAYO	142.6	106.94	133.34	132.27	100.78
	JUNIO	136.9	102.94	133.00	132.77	100.13
	JULIO	131.0	97.65	134.15	132.97	100.85
	AGOSTO	86.3	64.88	133.01	132.79	100.14
	SEPTBRE.	133.7	100.90	132.51	132.36	100.07
	OCTUBRE	142.0	108.24	131.19	132.04	99.32
	NOVBRE.	144.8	110.35	131.22	132.09	99.31
	DCBRE.	128.3	100.08	128.20	132.53	96.70

1980	ENERO	137.7	103.16	133.48	132.92	100.39
	FEBRERO	137.3	103.13	133.14	132.95	100.12
	MARZO	139.1	103.44	134.48	132.72	101.30
	ABRIL	132.5	100.99	131.20	132.23	99.20
	MAYO	139.4	106.23	131.23	131.62	99.69
	JUNIO	133.5	101.73	131.23	131.18	100.03
	JULIO	133.0	103.20	128.88	131.02	98.37
	AGOSTO	79.9	58.02	137.71	131.02	105.10
	SEPBRE.	135.8	104.16	130.38	131.06	99.49
	OCTUBRE	147.4	111.66	132.00	131.02	100.77
	NOVBRE.	K0.9	106.73	132.01	130.90	100.86
	DCBRE.	133.4	103.26	129.18	130.82	98.77
1981	ENERO	130.4	100.38	129.91	130.51	99.56
	FEBRERO	132.8	101.17	131.26	130.76	100.42
	MARZO	140.2	107.05	130.96	131.17	99.87
	ABRIL	132.3	100.20	132.03	131.57	100.40
	MAYO	136.9	104.46	131.06	131.81	99.46
	JUNIO	136.8	103.01	132.81	131.77	100.84
	JULIO	139.5	105.91	131.71	131.55	100.18
	AGOSTO	77.0	59.06	130.38	131.31	99.34
	SEPBRE.	133.5	104.65	127.57	131.00	97.44
	OCTUBRE	142.4	108.34	131.44	130.59	100.71
	NOVBRE.	139.4	107.48	129.70	130.11	99.76
	DCBRE.	132.9	101.28	131.22	129.63	101.30
1982	ENERO	126.3	98.62	128.06	129.53	98.93
	FEBRERO	129.3	100.99	128.03	129.30	99.10
	MARZO	142.5	107.58	132.46	129.19	102.63
	ABRIL	130.6	100.75	129.62	129.12	100.48
	MAYO	137.1	105.74	129.66	128.94	100.65
	JUNIO	133.3	103.77	128.46	128.62	99.98
	JULIO	134.5	105.00	128.09	128.20	100.03
	AGOSTO	75.8	60.11	126.10	127.83	98.76
	SEPBRE.	139.1	103.97	133.79	128.20	104.48
	OCTUBRE	135.7	106.04	127.98	128.91	99.38
	NOVBRE.	140.1	107.12	130.79	129.85	100.84
	DCBRE.	131.8	103.12	127.81	130.80	97.82
1983	ENERO	133.5	100.39	132.98	131.76	101.04
	FEBRERO	133.0	100.99	131.70	132.44	99.55
	MARZO	144.6	108.50	133.27	132.93	100.38
	ABRIL	134.9	101.60	132.77	133.28	99.72
	MAYO	142.6	107.39	132.79	133.50	99.57
	JUNIO	138.7	102.77	134.96	133.53	101.19
	JULIO	132.1	101.31	130.40	133.40	97.86
	AGOSTO	79.7	59.78	133.33	133.24	100.19
	SEPBRE.	140.2	104.82	133.75	133.20	100.52
	OCTUBRE	138.6	105.15	131.82	133.44	98.89
	NOVBRE.	142.0	107.30	132.34	133.86	98.98
	DCBRE.	138.3	101.88	135.75	134.36	101.14

1984	ENERO	138.1	102.61	134.58	134.42	100.23
	FEBRERO	139.2	102.63	135.63	134.40	101.03
	MARZO	143.6	107.94	133.03	134.09	99.32
	ABRIL	130.2	97.93	132.96	133.63	99.60
	MAYO	143.4	107.30	133.64	133.29	100.38
	JUNIO	136.6	103.77	131.64	133.27	98.88
	JULIO	137.0	102.36	133.84	133.50	100.37
	AGOSTO	85.1	60.52	140.62	133.80	105.21
	SEPBRE.	136.3	101.61	134.14	134.04	100.18
	OCTUBRE	146.3	109.10	134.09	134.11	100.11
	NOVBRE.	144.0	107.80	133.58	134.09	99.73
	DCBRE.	131.8	98.70	133.53	134.05	99.72
1985	ENERO	141.5	104.76	135.08	134.35	100.66
	FEBRERO	135.0	101.17	133.43	134.51	99.32
	MARZO	142.3	105.34	135.08	134.82	100.30
	ABRIL	135.4	100.09	135.28	135.27	100.12
	MAYO	144.7	106.87	135.39	135.89	99.75
	JUNIO	133.8	100.81	132.72	136.67	97.21
	JULIO	142.9	103.91	137.52	137.55	100.10
	AGOSTO	83.6	60.30	138.65	138.35	100.33
	SEPBRE.	141.0	102.04	138.18	138.92	99.58
	OCTUBRE	158.0	112.63	140.28	139.20	100.89
	NOVBRE.	148.3	106.55	139.18	139.20	100.10
	DCBRE.	137.7	99.62	138.22	139.03	99.53
1986	ENERO	141.1	101.95	138.40	138.79	99.83
	FEBRERO	140.5	101.29	138.71	138.81	100.05
	MARZO	139.8	101.41	137.85	139.02	99.26
	ABRIL	151.0	104.82	144.05	139.36	103.48
	MAYO	145.6	104.55	139.26	139.78	99.74
	JUNIO	147.6	104.92	140.68	140.16	100.48
	JULIO	149.5	106.99	139.73	140.50	99.57
	AGOSTO	80.5	57.02	141.18	140.83	100.36
	SEPBRE.	147.1	104.72	140.46	141.20	99.59
	OCTUBRE	160.2	112.68	142.17	141.67	100.47
	NOVBRE.	151.5	107.05	141.52	142.27	99.58
	DCBRE.	140.6	98.41	142.87	143.01	100.02
1987	ENERO	139.9	100.85	138.73	143.84	96.55
	FEBRERO	146.8	101.27	144.95	144.71	100.28
	MARZO	154.0	105.89	145.44	145.53	100.05
	ABRIL	145.9	100.07	145.79	146.24	99.81
	MAYO	153.7	104.24	147.45	146.87	100.50
	JUNIO	155.2	105.88	146.59	147.45	99.52
	JULIO	164.2	108.60	151.20	148.03	102.26
	AGOSTO	84.8	57.94	146.35	148.54	98.64
	SEPBRE.	157.1	104.93	149.73	148.98	100.62
	OCTUBRE	162.8	109.07	149.26	149.33	100.06
	NOVBRE.	161.4	107.84	149.67	149.59	100.17
	DCBRE.	147.0	98.85	148.71	149.71	99.44

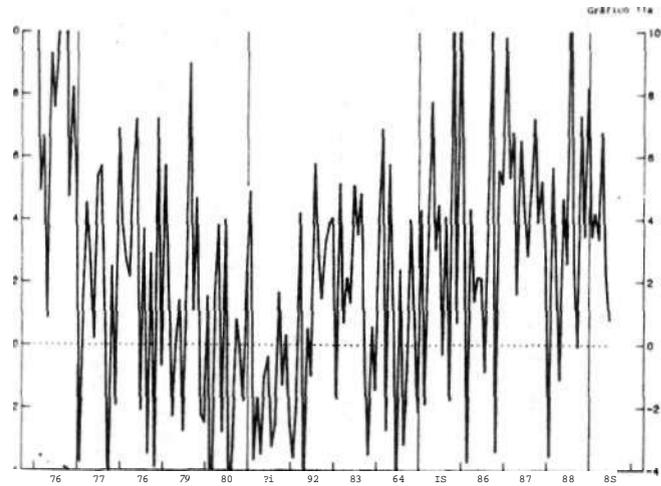
1988	ENERO	143.9	98.77	145.69	149.41	97.61
	FEBRERO	154.0	102.56	150.15	149.38	100.63
	MARZO	165.1	108.03	152.82	149.47	102.36
	ABRIL	151.6	102.11	148.47	149.79	99.22
	HAYO	161.7	107.94	149.81	150.26	99.81
	JUNIO	159.5	105.90	150.61	150.89	99.93
	JULIO	158.4	104.27	151.91	151.60	100.31
	AGOSTO	89.6	58.46	153.26	152.35	100.72
	SEPBRE.	160.5	105.39	152.29	153.03	99.63
	OCTUBRE	161.0	105.89	152.04	153.55	99.12
	NOVBRE.	168.9	108.40	155.81	154.03	101.27
	DCBRE.	150.8	98.17	153.62	154.63	99.46
1989	ENERO	160.8	101.92	157.78	155.08	101.85
	FEBRERO	157.7	101.62	155.19	156.01	99.59
	MARZO	165.0	105.80	155.95	156.93	99.49
	ABRIL	162.7	102.37	158.94	157.73	100.87
	MAYO	167.3	105.58	158.46	158.38	100.17
	JUNIO	172.6	108.68	158.81	158.81	100.11
	JULIO (p)	164.0	103.47	158.51	159.06	99.76
	AGOSTO (p)	93.5	58.93	158.64	159.31	99.71
	SEPBRE. Cp)	166.3	104.29	159.48	159.63	100.02
	OCTUBRE Cp)	172.5	107.71	160.13	160.10	100.13
	NOVBRE. (p)	173.0	108.08	160.09	160.69	99.75
	DCBRE. (p)	152.5	94.22	161.83	161.25	100.46
1990	ENERO (p)	166.7	103.31	161.34	161.89	99.78
	FEBRERO (p)	164.4	101.48	161.98	162.34	99.90
	MARZO (p)	175.9	107.97	162.94	162.74	100.23
	ABRIL (p)	160.7	98.66	162.87	163.12	99.95
	MAYO (p)	176.1	107.94	163.14	163.49	99.90
	JUNIO (p)	173.1	105.67	163.81	163.88	100.06
	JULIO (p)	172.5	105.12	164.11	164.31	99.98
	AGOSTO (p)	96.5	58.69	164.43	164.79	99.91
	SEPBRE. (p)	168.1	101.79	165.17	165.30	100.02
	OCTUBRE (p)	181.1	109.23	165.83	165.85	100.10
	NOVBRE. Cp)	180.3	108.73	165.84	166.39	99.79
	DCBRE. (p)	160.0	95.72	167.17	166.91	100.26

VI. LA ACTIVIDAD INDUSTRIAL ESPAÑOLA EN 1988 Y EL PRIMER SEMESTRE DE 1989

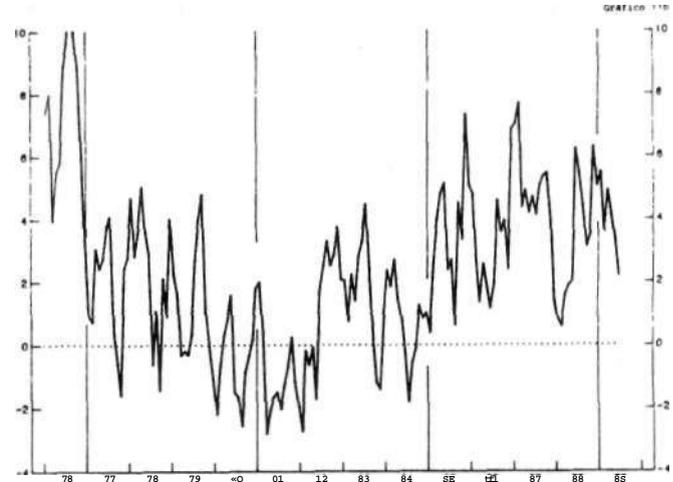
Para conocer la evolución mostrada por la actividad industrial española en el último año -y, en general en cualquier año- es importante estimar el perfil de crecimiento, aunque sea trimestre a trimestre, que presenta el IPI. Este indicador de crecimiento, en términos anuales, representativo, con las limitaciones inherentes que hemos señalado que tiene el IPI, de la actividad real, junto con otros referidos a los sectores de servicios, construcción y agrícola, permite, utilizando medidas sólidas de inflación [véase Espasa y Matea (1989)], evaluar la coherencia de la política monetaria con la actividad real.

Las tasas de crecimiento anual, crecimiento registrado en un mes respecto al mismo mes del año anterior, T_{12} , del IPI oscilaron en 1987 y 1988 en más de ocho puntos a lo largo de cada año (véase gráfico 11.a) por lo que es extraordinariamente difícil establecer el perfil de crecimiento mostrado por el IPI en esos años a partir de la tasa mencionada. Ahora bien, si, como hemos apuntado, el interés reside primordialmente, en disponer de un perfil de crecimiento trimestre a trimestre, podemos, en principio, fijarnos en el crecimiento que la media de

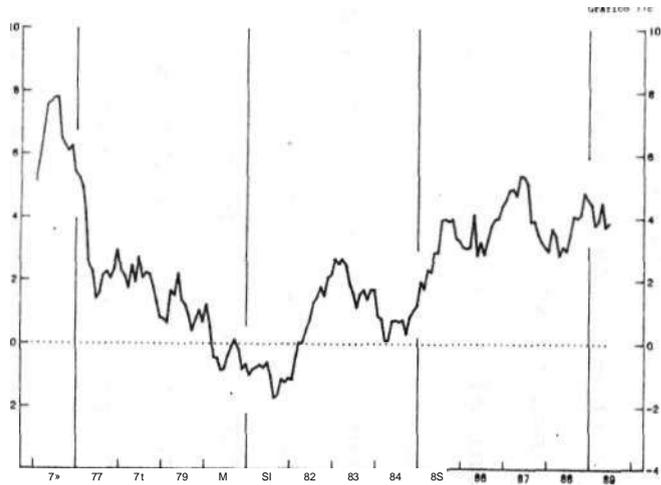
TASA T1.12 DE ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL JUNIO 1989



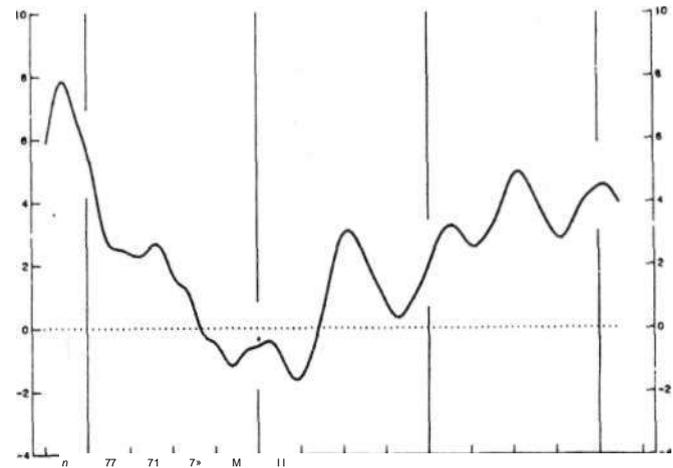
TASA T3.12 DE ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL JUNIO 1989



TASA T12.12 DE ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL JUNIO 1989



TASA T12.12 DE TENDENCIA TOTAL DE IPI JUNIO 1989



tres meses consecutivos registra sobre la media de los correspondientes meses un año antes. A esta tasa de crecimiento se le denomina T_{12}^3 y se representa en el gráfico 11.b. En él se observa que dicho indicador de crecimiento es algo más clarificador que el anterior, pero todavía contiene oscilaciones cuya magnitud media es importante respecto al valor de la tasa de crecimiento de cada momento. Así pues, la T_{12}^3 es también un indicador confuso, aunque menos, y poco práctico para basar en él el perfil de crecimiento de la producción industrial.

La Contabilidad Nacional Anual registra crecimientos de los valores medios de las variables macroeconómicas a lo largo de un año sobre los correspondientes valores medios del año anterior. Cuando una macromagnitud pasa a medirse mensualmente, como es el caso de la producción industrial, tal crecimiento se obtiene promediando el nivel de doce meses y comparándolo con el correspondiente nivel medio de doce meses, un año antes. A la tasa resultante se le denomina T_{12}^{12} y sus valores para el IPI se representan en el gráfico 11.c. Con dicho gráfico se consigue una descripción del crecimiento industrial mucho más ilustrativa que las anteriores, aunque contiene unas ciertas oscilaciones que sería deseable eliminar.

Hasta el momento nos hemos venido centrando en el

perfil de crecimiento industrial, pero es también de interés disponer de un indicador de nivel sobre la producción, pues, por ejemplo, las sendas de largo plazo de dinero, precios y actividad real se determinan sobre los niveles de dichas variables [véase Dolado (1988)]. El nivel que se obtiene con los datos originales del IPI contiene fuertes oscilaciones (véase gráfico 1), por lo que es conveniente coger como indicador una serie depurada de dichas oscilaciones. Tal indicador de nivel puede ser la serie ajustada de estacionalidad o la tendencia. Ambas se representan en el gráfico 4b, donde se detecta fácilmente la conveniencia de utilizar la tendencia y descartar la serie ajustada de estacionalidad.

Si disponemos de un indicador de nivel sin oscilaciones estacionales e irregulares, podemos basar en él el perfil de crecimiento buscado. Así, en el gráfico 11.d se representa la tasa T_{12} de la tendencia del IPI, que es el indicador de crecimiento industrial que nosotros proponemos. Tiene las características de mostrar una evolución poco oscilante comparado con otros indicadores alternativos y se obtiene directamente a partir de un indicador de nivel: la tendencia.

Antes de utilizar la T_{12} de la tendencia del IPI para

analizar la producción industrial española en 1988 y primer semestre de 1989, hay que clarificar ciertos puntos relacionados con ella. El IPI ofrece una medición mensual de la producción industrial y permite así conocer con prontitud los posibles cambios que pueda experimentar dicha producción, de forma que, como indicador de la actividad industrial sirve para evaluar si las medidas de política económica emprendidas están produciendo los resultados esperados, o conviene empezar a pensar en un reajuste o nuevo diseño de las mismas. Así pues, es deseable disponer de un indicador mensual de la actividad industrial.

Sobre tal indicador hemos visto que debe recoger crecimientos anuales [véase también Espasa y Matea (1989) para indicadores de crecimientos de precios, Espasa y Salaverría (1988) para indicadores de crecimiento en los agregados monetarios, y Delrieu y Espasa (1988) para indicadores de crecimiento en las transacciones con el exterior], ahora bien, en un contexto en que se van a relacionar macrovariables que, todas o parte de ellas, se miden a nivel mensual, los crecimientos anuales deben ponerse en fase con los crecimientos mensuales que se derivan de los datos de base, lo cual implica centrar las tasas de crecimiento anuales, es decir, asignarlas al mes correspondiente a la observación central de cuantas

intervienen en su cálculo.

Esto último implica que, para calcular la tasa T_{12} centrada en el momento referido a la última observación disponible, hay que realizar predicciones de la correspondiente serie de nivel para los próximos once meses. Esto se puede realizar con el modelo univariante propuesto en la sección IV. Con dicho modelo la desviación estándar del error en la predicción realizada con doce meses de antelación es de 2.47 %. Conviene señalar que si se quiere calcular un indicador de crecimiento anual referido al último mes para el cual se ha observado una variable y se desea que dicho indicador esté en fase con los crecimientos mensuales, no hay posibilidad de realizar tal cálculo sin utilizar, implícita o explícitamente, predicciones.

Por el hecho de utilizar predicciones (referidas a $t+1$, $t+2$, ...) para el cálculo de la T_{12} de la tendencia del IPI en el momento t , tenemos que con el paso del tiempo las predicciones se pueden sustituir por observaciones reales, con lo que el valor de la T_{12} para el momento t , se irá actualizando, hasta que en $t+k$ se conocerá su valor definitivo. Este aspecto se recoge en el cuadro 8 en el que se incluyen los crecimientos subyacentes estimados, utilizando como última observación la que

IPI: CRECIMIENTOS SUBYACENTES ESTIM

Ultima información disponib

		1988											1989						
		ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN
1988	ENERO	2.1	2.3	3.1	2.6	3.2	2.3	2.5	2.1	2.6	2.6	3.0	2.7	2.9	2.9	2.8	2.9	2.9	2.9
	FEBRERO	2.1	2.2	3.0	2.5	3.1	2.2	2.4	2.0	2.5	2.5	3.0	2.6	2.9	2.9	2.8	2.8	2.9	2.9
	MARZO	2.1	2.1	2.9	2.4	3.0	2.1	2.5	1.9	2.5	2.5	3.2	2.6	3.0	3.0	2.9	2.9	3.0	2.9
	ABRIL	2.2	2.2	2.8	2.3	2.9	2.1	2.5	1.9	2.6	2.6	3.3	2.7	3.1	3.1	2.9	3.1	3.2	3.1
	MAYO	2.2	2.2	2.7	2.3	2.8	2.2	2.5	1.9	2.7	2.7	3.4	2.8	3.2	3.2	3.1	3.2	3.4	3.3
	JUNIO	2.3	2.2	2.6	2.4	2.7	2.3	2.6	2.0	2.7	2.7	3.6	2.8	3.4	3.4	3.2	3.4	3.6	3.6
	JULIO	2.3	2.3	2.6	2.4	2.7	2.4	2.7	2.1	2.8	2.8	3.7	2.9	3.5	3.5	3.3	3.6	3.9	3.8
	AGOSTO	2.4	2.3	2.6	2.5	2.7	2.5	2.8	2.2	2.8	2.8	3.8	2.9	3.6	3.6	3.3	3.8	4.1	4.0
	SEPTIEMB.	2.5	2.4	2.7	2.6	2.7	2.6	2.9	2.2	2.9	2.9	3.8	3.0	3.7	3.7	3.4	3.9	4.2	4.2
	OCTUBRE	2.6	2.5	2.7	2.6	2.7	2.6	2.9	2.4	2.9	2.8	3.8	3.0	3.7	3.8	3.4	4.0	4.4	4.3
	NOVIEMBRE	2.7	2.6	2.7	2.7	2.8	2.7	3.0	2.6	2.9	2.9	3.8	3.0	3.7	3.8	3.4	4.1	4.5	4.4
	DICIEMBRE	2.7	2.6	2.8	2.8	2.8	2.8	3.0	2.7	3.0	2.9	3.7	3.1	3.6	3.8	3.5	4.2	4.5	4.4
1989	ENERO	2.8	2.7	2.8	2.8	2.8	2.8	3.0	2.8	3.0	2.9	3.5	3.1	3.5	3.8	3.4	4.2	4.6	4.5
	FEBRERO	2.8	2.7	2.8	2.9	2.8	2.9	3.0	2.8	3.0	2.9	3.4	3.1	3.4	3.8	3.4	4.2	4.6	4.5
	MARZO	2.8	2.8	2.8	2.9	2.9	2.9	3.0	2.8	3.0	2.9	3.3	3.1	3.3	3.7	3.4	4.2	4.5	4.5
	ABRIL	2.8	2.7	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	3.2	3.1	3.2	3.6	3.3	4.2	4.4	4.3
	MAYO	2.8	2.7	2.9	2.9	3.0	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	3.1	3.0	3.1	3.5	3.3	4.1	4.3	4.2
	JUNIO	2.8	2.7	2.9	2.9	3.0	2.9	2.9	2.9	2.9	2.9	3.1	3.0	3.0	3.4	3.2	4.0	4.1	4.0
INERCIA		2.8	2.7	2.9	2.9	3.2	3.0	3.1	3.0	3.1	3.1	3.2	3.1	3.2	3.5	3.4	3.6	3.6	3.6

encabeza cada columna, para los meses pasados, presentes y futuros.

La comparación del crecimiento tendencial del IPI tal como se estima en t , utilizando m predicciones, con estimaciones anteriores, por ejemplo en $(t-j)$ utilizando $m+j$ predicciones, es muy útil, pues nos indica el efecto que las innovaciones (errores cometidos en la predicción de los valores del IPI para $t-j$, $t-j+1$, ..., t) han tenido en el crecimiento tendencial de la producción industrial.

Finalmente, respecto la producción industrial es también de interés conocer las expectativas de crecimiento a medio plazo, las cuales se pueden calcular mes a mes.

La línea gruesa del gráfico 12.a recoge, para el período que va de enero de 1986 a junio de 1989, la tendencia del IPI, tal como se estima con información hasta junio de 1989. Además se incluye la estimación de la tendencia que se hacía en diciembre de 1987 y diciembre de 1988. El gráfico 12.b recoge los crecimientos anuales T correspondientes a las tendencias anteriores.

Gráfico 12a

TENDENCIA Y CRECIMIENTO TENDENCIAL DEL IND. DE PRODUCC. INDUSTRIAL

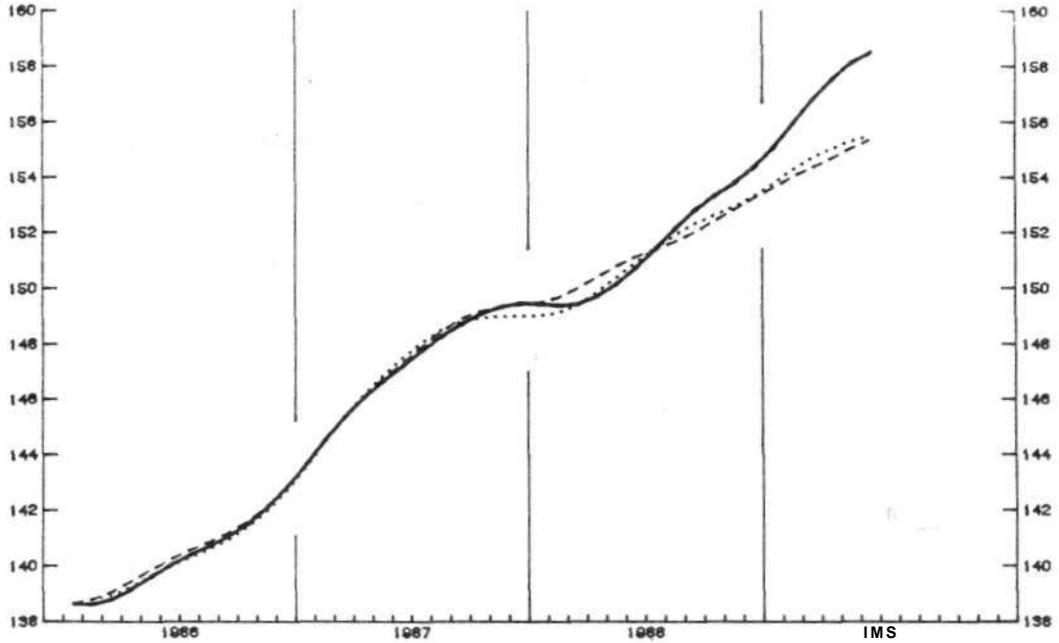
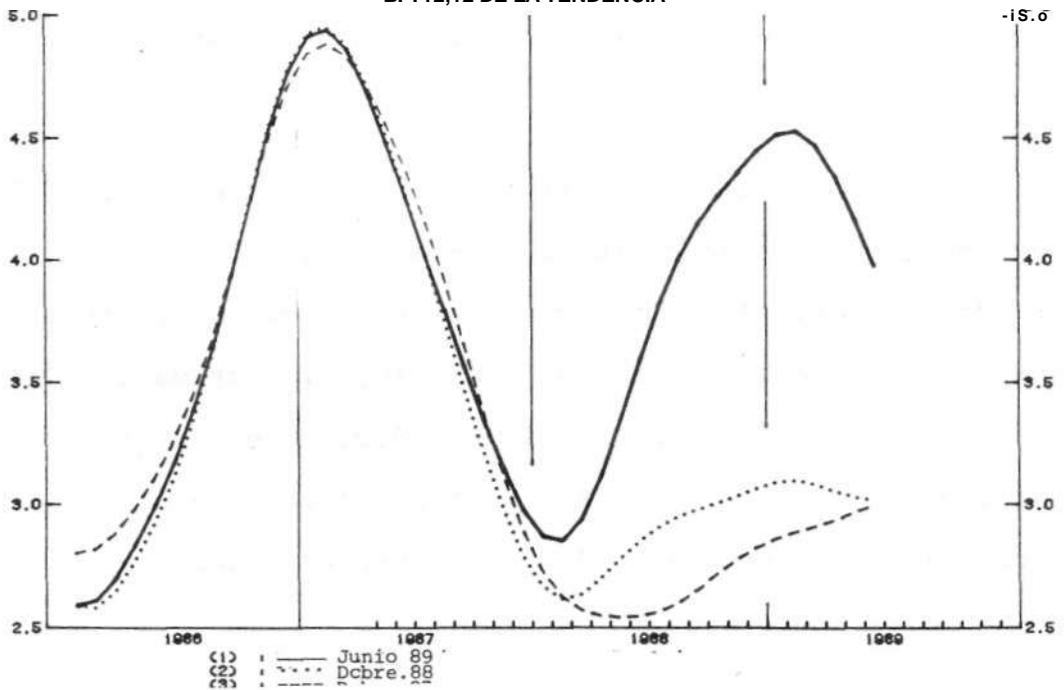


Gráfico 12b

B. T12,12 DE LA TENDENCIA



De tales gráficos se deduce:

- 1) La producción industrial registró tasas de crecimiento próximas al 5% a principios de 1987 y desde entonces se fue desacelerando, hasta alcanzar crecimientos cercanos al 3 % en los primeros meses de 1988.
- 2) A lo largo de 1988 la actividad industrial se ha ido acelerando hasta alcanzar en el primer trimestre de 1989 un crecimiento tendencial del 4.5 %, momento a partir del cual experimenta una nueva desaceleración pero con tasas sensiblemente superiores a las que se estimaban en diciembre de 1988.
- 3) Esta evolución del IPI supone (véase gráfico 12.a) que durante el primer semestre de 1988 la actividad industrial ha registrado un nivel tendencial inferior al que se esperaba para dicho semestre, en diciembre de 1987. Por el contrario, el nivel en la segunda parte de 1988 y del primer semestre de 1989 ha sido superior a dichas expectativas.
- 4) En las estimaciones realizadas en los meses intermedios siempre se ha detectado que en el primer trimestre de 1988 se acababa la

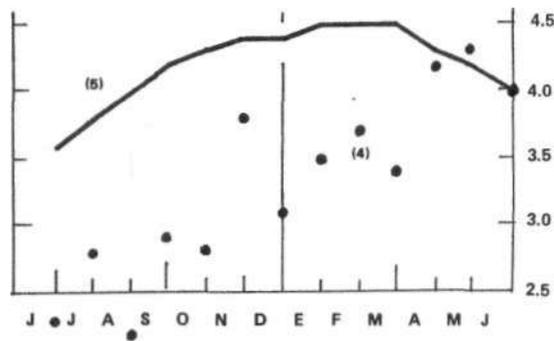
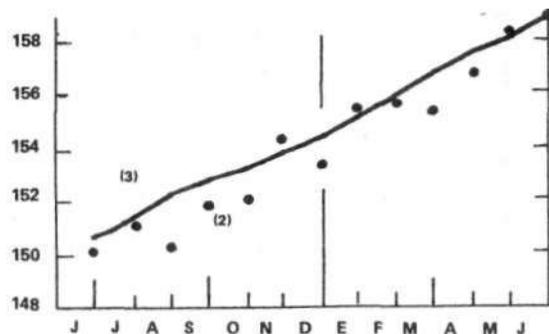
desaceleración en la actividad industrial y comenzaba una ligera recuperación, de la misma manera que en el primer trimestre de 1989 existían indicios de que la aceleración de la producción industrial se estaba agotando. Esto se puede observar en el cuadro 9, sin más que comparar las columnas (4) y (6), y en el gráfico de la derecha que aparece en dicho cuadro.

Para evaluar la magnitud de la recuperación que se ha ido prediciendo a lo largo de todo el año 1988 y primeros meses de 1989, podemos fijarnos en las expectativas de crecimiento a medio plazo que se estimaban cada mes. Estas expectativas se recogen en los cuadros 8 y 9, y en el gráfico 13. De dicho gráfico se deduce que las expectativas han sido bastante estables en su evolución, pero mostrando sistemáticamente una ligera recuperación desde comienzos de 1988. Así, de una expectativa de crecimiento a medio plazo del 2.8% en enero de 1988 se ha pasado a un 3.6 % en junio de 1989.

ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

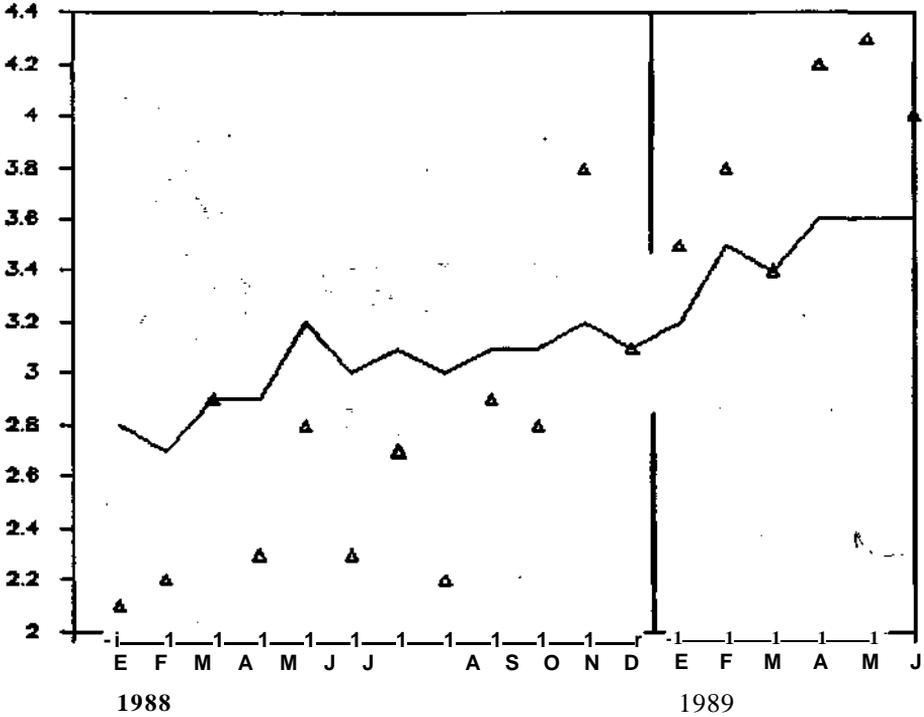
Ultima observación junio de 1989

FECHA	SERIE ORIGINAL	. TENDENCIA		INERCI A		FACTOR ESTACIONAL		
		Crecimiento subyacente						
		Valor estimado en t para la fecha en t	Estimación actual para toda la muestra	Valor estimado en t para la fecha en t	Estimación actual para toda la muestra	Expectativa de crecimiento a medio plazo	Valor estimado en t para la fecha t	Estimación actual para toda la muestra
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
1988 Enero	143.9	148.4	149.5	2.1	2.9	2.8	98.07	98.83
Febrero	154.0	148.9	149.4	2.2	2.9	2.7	102.58	102.58
Marzo	165.1	150.6	149.4	2.9	2.9	2.9	108.45	108.11
Abril	151.6	150.1	149.7	2.3	3.1	2.9	101.94	102.08
Hayo	161.7	151.4	150.2	2.8	3.3	3.2	107.59	107.78
Junio	159.5	150.3	150.8	2.3	3.6	3.0	105.66	105.96
Julio	158.4	151.4	151.5	2.8	3.8	3.1	105.01	104.28
Agosto	89.6	150.3	152.2	2.2	4.0	3.0	57.84	58.44
Sepbre.	160.5	151.9	152.8	2.9	4.2	3.1	105.68	105.42
Octbre.	161.0	152.1	153.4	2.8	4.3	3.1	106.37	105.91
Novbre.	168.9	154.3	153.8	3.8	4.4	3.2	108.65	108.48
Dcbre.	150.8	153.3	154.4	3.1	4.4	3.1	98.57	98.19
1989 Enero	160.8	155.4	155.1	3.5	4.5	3.2	102.06	101.84
Febrero	157.7	155.7	155.9	3.7	4.5	3.5	101.72	101.55
Marzo	165.0	155.4	156.8	3.4	4.5	3.4	106.24	105.97
Abril	162,7	156.8	157.5	4.2	4.3	3.6	102.05	102.18
Mayo	167.3	158.2	158.1	4.3	4.2	3.6	105,8	105.66
Junio	172.6	158.5	158.5	4.0	4.0	3.6	108.71	108.71



ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
INERCIA Y CRECIMIENTO SUBYACENTE

Gráfico 13



— Inercia (Expectativas de crecimiento a medio plazo)
A Crecimiento subyacente

En el gráfico 13 se especifica también, mediante puntos, el crecimiento tendencial que para cada mes se estimaba en su momento (valores resaltados en el cuadro 8). Comparando la secuencia de puntos con la línea gruesa de expectativas de crecimiento a medio plazo, vemos que el mensaje de recuperación se ha tenido siempre, a lo largo de 1988, en los datos, al estar el crecimiento tendencial contemporáneo por debajo de las expectativas de crecimiento futuro. El gráfico muestra finalmente que en los últimos meses del año las tasas de crecimiento contemporáneo han dejado de ser significativamente inferiores a las expectativas, siendo incluso superiores

a éstas en los primeros meses de 1989. Esto nos induce a concluir que el nivel de crecimiento industrial que se estima para junio de 1989 experimente una ligera disminución en el segundo semestre del presente año.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1970): Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden - Day, San Francisco.
- Box, G.E.P. y G.C. Tiao (1975): "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", Journal of the American Statistical Association, Mar., vol. 70, núm. 349.
- Burman, J.P. (1980): "Seasonal Adjustment by Signal Extraction", Journal of the Royal Statistical Society, Serie A, vol. 143, núm. 3.
- Cleveland, W.S. y S.J. Devlin (1980): "Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", Journal of the American Statistical Association, Sept., vol. 75, núm. 371.
- Cleveland, W.P. y M.R. Grupe (1982): "Modeling Time Series when Calendar Effects are Present" en Applied Time Series Analysis of Economic Data, ed. A. Zellner, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.

Delrieu, J.C. y A. Espasa (1988): "Métodos Cuantitativos para el Análisis de Coyuntura de la Balanza Comercial Española" Boletín Económico , Banco de España, Septiembre.

Dolado, J.J. (1988): "Innovación Financiera, Inflación y Estabilidad de la Demanda de ALP en España", Banco de España, Boletín Económico, Abril.

Espasa, A. (1983 a): "Deterministic and Stochastic Seasonality: An Univariate Study of the Spanish Industrial Production Index", Banco de España, Documento de Trabajo núm. 8306.

Espasa, A. (1983 b): "An Econometric Study of a Monthly Indicator of Economic Activity", Banco de España, Documento de Trabajo núm. 8310.

Espasa, A. (1988): "Metodología para Realizar el Análisis de la Coyuntura de un Fenómeno Económico", Ponencia presentada en el Seminario sobre "Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica", U.I.M.P., Santander, Septiembre.

Espasa, A. et al. (1987): "La Inflación Subyacente en la Economía Española: Estimación y Metodología", Banco de España, Boletín Económico, Marzo.

Espasa, A. y M.L. Matea (1989): "Tendencia Inflacionista: Medición y Comparaciones Internacionales", Banco de España, Boletín Económico, Febrero.

Espasa, A. y M.L. Rojo (1984 a): "La Descomposición del Indicador Mensual de Cartera de Pedidos en Función de sus Variables Explicativas", Banco de España, Documento de Trabajo núm. 8401.

Espasa, A. y M.L. Rojo (1984 b): "Factores de Ajuste Estacional y Tendencia del índice de Producción Industrial hasta 1984", trabajo no publicado.

Espasa, A. y J. Salaverría (1988): "Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Monetaria en la Economía Española", Banco de España, Boletín Económico, Febrero.

Fernández, J. (1988): "Modelos Estructurales de Series Temporales: Una Aplicación al Análisis y Predicción de Agregados Monetarios y Fiscales", De Economía Pública, vol. 1, núm. 4.

Harvey, A.C. y P.H.J. Todd (1983): "Forecasting Time Series Models with Structural and Box-Jenkins Models: A Case Study", Journal of Business & Economic Statistics, Oct., vol. 1, núm. 4.

Hillmer, S.C., W.R. Bell y G.C. Tiao (1982): "Modeling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", en Applied Time Series Analysis of Economic Data, ed. A. Zellner, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census.

Instituto Nacional de Estadística (1982): "Números índices de la Producción Industrial". Monografía Técnica.

Maravall, A. (1985): "On Structural Time Series Models and the Characterization of Components", Journal of Business & Economic Statistics, Oct., vol. 3, núm. 4.

Maravall, A. (1986): "An Application of Model-Based Estimation of Unobserved Components", International Journal of Forecasting, vol. 2, núm. 3.

Molina, A. y R. Sanz (1985): "Un Indicador Mensual del Consumo de Energía Eléctrica para Usos Industriales", Banco de España, Documento de Trabajo núm. 8510.

Revilla, P. et al. (1989): "Characterization of Production in Different Branches of Spanish Industrial Activity, by Means of Time Series Analysis", Trabajo presentado al Congreso Europeo de la Econometric Society, Munich.

Sanz, R. (1979): "Modelización del índice de Producción Industrial y su Relación con el Consumo de Energía Eléctrica", Información Comercial Española, Cuadernos Económicos de ICE, núm. 11-

A P É N D I C E

1. Factores determinísticos tendenciales
2. Factores determinísticos estacionales

ÍNDICE DE PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
FACTORES DETERMINISTICOS TENDENCIALES

	TOTALES	CAMBIO TENDENCIA	FIESTAS TOTAL	FIESTAS ESTATALES	FIESTAS AUTONÓMICAS
	FTDP	Enero 80/ Agosto 82 PT	PFT	FN	PA
1976 ENERO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
FEBRERO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
MARZO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
ABRIL	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
MAYO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
JUNIO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
JULIO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
AGOSTO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
SEPTBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
OCTUBRE	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
NOVBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
DCBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
1977 ENERO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
FEBRERO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
MARZO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
ABRIL	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
MAYO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
JUNIO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
JULIO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
AGOSTO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
SEPTBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
OCTUBRE	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
NOVBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
DCBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
1978 ENERO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
FEBRERO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
MARZO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
ABRIL	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
MAYO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
JUNIO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
JULIO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
AGOSTO	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
SEPTBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
OCTUBRE	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
NOVBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
DCBRE.	98.172	100.000	98.172	98.172	100.000
1979 ENERO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
FEBRERO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
MARZO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
ABRIL	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
MAYO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
JUNIO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
JULIO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
AGOSTO	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
SEPTBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
OCTUBRE	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
NOVBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000
DCBRE.	98.373	100.000	98.373	98.373	100.000

1980	ENERO	98.216	99.636	98.575	98.575	100.000
	FEBRERO	97.859	99.273	98.575	98.575	100.000
	MARZO	97.503	98.912	98.575	98.575	100.000
	ABRIL	97.148	98.552	98.575	98.575	100.000
	HAYO	96.79*	98.193	98.575	98.575	100.000
	JUNIO	96.442	97.836	98.575	98.575	100.000
	JULIO	96.091	97.480	98.575	98.575	100.000
	AGOSTO	95.741	97.125	98.575	98.575	100.000
	SEPTBRE.	95.392	96.771	98.575	98.575	100.000
	OCTUBRE	95.045	96.419	98.575	98.575	100.000
	NOVBRE.	94.699	96.068	98.575	98.575	100.000
	DCBRE.	94.355	95.719	98.575	98.575	100.000
1981	ENERO	93.765	95.370	98.317	98.575	99.738
	FEBRERO	93.424	95.023	98.317	98.575	99.738
	MARZO	93.084	94.677	98.317	98.575	99.738
	ABRIL	92.745	94.333	98.317	98.575	99.738
	MAYO	92.408	93.989	98.317	98.575	99.738
	JUNIO	92.071	93.647	98.317	98.575	99.738
	JULIO	91.736	93.306	98.317	98.575	99.738
	AGOSTO	91.402	92.967	98.317	98.575	99.738
	SEPTBRE.	91.069	92.628	98.317	98.575	99.738
	OCTUBRE	90.738	92.291	98.317	98.575	99.738
	NOVBRE.	90.408	91.955	98.317	98.575	99.738
	DCBRE.	90.079	91.620	98.317	98.575	99.738
1982	ENERO	89.935	91.287	98.519	98.777	99.738
	FEBRERO	89.608	90.955	98.519	98.777	99.738
	MARZO	89.281	90.624	98.519	98.777	99.738
	ABRIL	88.957	90.294	98.519	98.777	99.738
	MAYO	88.633	89.965	98.519	98.777	99.738
	JUNIO	88.310	89.638	98.519	98.777	99.738
	JULIO	87.989	89.311	98.519	98.777	99.738
	AGOSTO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	SEPTBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	OCTUBRE	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	NOVBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	DCBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
1983	ENERO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	FEBRERO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	MARZO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	ABRIL	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	MAYO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	JUNIO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	JULIO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	AGOSTO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	SEPTBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	OCTUBRE	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	NOVBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	DCBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608

1984	ENERO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	FEBRERO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	MARZO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	ABRIL	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	MAYO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	JUNIO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	JULIO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	AGOSTO	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	SEPTBRE.	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	OCTUBRE	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	NOVBRE.	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
	DCBRE.	87.554	88.986	98.390	98.777	99.608
1985	ENERO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	FEBRERO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	MARZO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	ABRIL	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	MAYO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	JUNIO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	JULIO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	AGOSTO	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	SEPTBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	OCTUBRE	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	NOVBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
	DCBRE.	87.733	88.986	98.592	98.980	99.608
1986	ENERO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	FEBRERO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	MARZO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	ABRIL	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	MAYO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	JUNIO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	JULIO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	AGOSTO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	SEPTBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	OCTUBRE	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	NOVBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	DCBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
1987	ENERO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	FEBRERO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	MARZO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	ABRIL	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	MAYO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	JUNIO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	JULIO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	AGOSTO	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	SEPTBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	OCTUBRE	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	NOVBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738
	DCBRE.	87.668	88.986	98.519	98.777	99.738

1988	ENERO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	FEBRERO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	MARZO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	ABRIL	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	MAYO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	JUNIO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	JULIO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	AGOSTO	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	SEPTBRE.	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	OCTUBRE	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	NOVBRE.	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738
	DCBRE.	87,489	88,986	98,317	98,575	99,738

1989	ENERO	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	FEBRERO	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	MARZO	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	ABRIL	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	MAYO	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	JUNIO	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	JULIO (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	AGOSTO (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	SEPTBRE. (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	OCTUBRE (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	NOVBRE. (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738
	DCBRE. (p)	87,310	88,986	98,116	98,373	99,738

1990	ENERO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	FEBRERO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	MARZO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	ABRIL (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	MAYO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	JUNIO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	JULIO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	AGOSTO (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	SEPTBRE. (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	OCTUBRE (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	NOVBRE. (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608
	DCBRE. (p)	87,374	88,986	98,189	98,575	99,608

(p) Predicciones						

FTDP = PT * PFT / 100

PFT = PN * PA / 100

INDICE DE PRODUCCION INDUSTRIAL
FACTORES DETERMINISTICOS TENDENCIALES

	TOTALES	PASCUA	CAMBIO ESTACIONAL		CAMBIO ESTACIONAL		CALENDARIO	FIESTAS			
			VERANOS	TOTAL	VERANOS	VERANOS		TOTAL	ESTATALES	FIESTAS AUTONOMICAS	
	FEDP	PH12	PV	desde 1980	PV1	desde 1986	PV2	PC	PF	PFH	PFA
1976											
ENERO	98,654	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	101,373	96,971	96,971	100,000
FEBRERO	98,823	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	96,671	101,862	101,862	100,000
MARZO	101,359	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	101,621	99,387	99,387	100,000
ABRIL	98,665	96,156	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,733	101,862	101,862	100,000
MAYO	98,145	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	98,400	99,387	99,387	100,000
JUNIO	97,776	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,471	96,971	96,971	100,000
JULIO	103,630	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	101,373	101,862	101,862	100,000
AGOSTO	102,304	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,076	101,862	101,862	100,000
SEPTIEMBRE	102,191	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	99,965	101,862	101,862	100,000
OCTUBRE	99,126	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	99,383	99,387	99,387	100,000
NOVIEMBRE	99,982	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,241	99,387	99,387	100,000
DICIEMBRE	101,856	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	102,120	99,387	99,387	100,000
1977											
ENERO	97,944	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	98,400	99,183	99,183	100,000
FEBRERO	98,784	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	96,831	101,654	101,654	100,000
MARZO	104,378	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	102,315	101,654	101,654	100,000
ABRIL	97,303	96,156	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	99,547	101,654	101,654	100,000
MAYO	102,094	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,076	101,654	101,654	100,000
JUNIO	99,503	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	99,965	99,183	99,183	100,000
JULIO	96,519	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	99,383	96,773	96,773	100,000
AGOSTO	101,151	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	101,621	99,183	99,183	100,000
SEPTIEMBRE	102,764	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,733	101,654	101,654	100,000
OCTUBRE	97,944	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	98,400	99,183	99,183	100,000
NOVIEMBRE	100,006	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,471	99,183	99,183	100,000
DICIEMBRE	100,904	100,357	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	101,373	99,183	99,183	100,000

1978													
ENERO	99.818	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.076	99.387	99.387	100.000
FEBRERO	98.986	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	96.831	101.862	101.862	100.000
MARZO	100.023	96.156	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	102.120	101.862	101.862	100.000
ABRIL	99.451	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	97.286	101.862	101.862	100.000
MAYO	98.896	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	101.621	96.971	96.971	100.000
JUNIO	102.975	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.733	101.862	101.862	100.000
JULIO	98.145	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	98.400	99.387	99.387	100.000
AGOSTO	102.050	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	102.315	99.387	99.387	100.000
SEPTIEMBRE	101.763	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	99.547	101.862	101.862	100.000
OCTUBRE	99.818	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.076	99.387	99.387	100.000
NOVIEMBRE	99.707	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	99.965	99.387	99.387	100.000
NOVIEMBRE	96.717	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	99.383	96.971	96.971	100.000

1979													
ENERO	101.151	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	101.621	99.183	99.183	100.000
FEBRERO	98.784	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	96.831	101.654	101.654	100.000
MARZO	100.904	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	101.373	99.183	99.183	100.000
ABRIL	95.574	96.156	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	97.778	101.654	101.654	100.000
MAYO	101.841	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	102.315	99.183	99.183	100.000
JUNIO	99.086	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	99.547	99.183	99.183	100.000
JULIO	99.613	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.076	99.183	99.183	100.000
AGOSTO	101.648	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	102.120	99.183	99.183	100.000
SEPTIEMBRE	99.248	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	97.286	101.654	101.654	100.000
OCTUBRE	101.151	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	101.621	99.183	99.183	100.000
NOVIEMBRE	102.764	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.733	101.654	101.654	100.000
NOVIEMBRE	97.944	100.357	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	98.400	99.183	99.183	100.000

1980													
ENERO	102.111	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	102.315	98.980	98.980	100.000
FEBRERO	101.180	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	98.918	101.446	101.446	100.000
MARZO	97.784	99.929	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	98.400	98.980	98.980	100.000
ABRIL	98.888	96.568	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.471	101.446	101.446	100.000
MAYO	101.171	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	101.373	98.980	98.980	100.000
JUNIO	97.583	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	97.778	98.980	98.980	100.000
JULIO	105.131	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	102.315	96.980	96.980	100.000
AGOSTO	91.062	100.357	92.243	92.243	92.243	92.243	92.243	92.243	92.243	99.383	98.980	98.980	100.000
SEPTIEMBRE	102.533	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.241	101.446	101.446	100.000
OCTUBRE	104.455	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	102.120	101.446	101.446	100.000
NOVIEMBRE	99.510	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	97.286	101.446	101.446	100.000
NOVIEMBRE	101.419	100.357	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	100.470	101.621	98.980	98.980	100.000

1981	ENERO	98.971	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	101.373	96.828	96.575	100.262
	FEBRERO	99.304	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	96.831	101.712	101.446	100.262
	MARZO	101.033	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.076	100.126	101.446	98.699
	ABRIL	98.227	96.156	100.470	100.470	100.470	100.000	99.965	101.712	101.446	100.262
	MAYO	99.445	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	99.383	99.240	98.980	100.262
	JUNIO	98.740	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.241	97.692	98.980	98.699
	JULIO	107.827	100.357	103.442	103.442	103.442	100.000	102.120	101.712	101.446	100.262
	AGOSTO	92.650	100.357	92.243	92.243	92.243	100.000	98.400	101.712	101.446	100.262
	SEPTIEMBRE	103.038	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.471	101.712	101.446	100.262
	OCTUBRE	101.436	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	101.373	99.240	98.980	100.262
	NOVIEMBRE	100.276	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	97.778	101.712	101.446	100.262
	DECEMBRE	99.890	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	102.315	96.828	96.575	100.262
1982	ENERO	96.829	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	99.383	96.630	96.377	100.262
	FEBRERO	99.101	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	96.831	101.503	101.238	100.262
	MARZO	101.476	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	101.621	99.036	98.777	100.262
	ABRIL	98.779	96.156	100.470	100.470	100.470	100.000	100.733	101.503	101.238	100.262
	MAYO	100.707	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	98.400	101.503	101.238	100.262
	JUNIO	99.646	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.471	98.363	101.238	97.160
	JULIO	106.819	100.357	103.442	103.442	103.442	100.000	101.373	101.503	101.238	100.262
	AGOSTO	94.035	100.357	92.243	92.243	92.243	100.000	100.076	101.503	101.238	100.262
	SEPTIEMBRE	102.309	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	99.965	101.503	101.238	100.262
	OCTUBRE	99.241	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	99.383	99.036	98.777	100.262
	NOVIEMBRE	100.098	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.241	99.036	98.777	100.262
	DECEMBRE	101.974	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	102.120	99.036	98.777	100.262
1983	ENERO	98.186	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	98.400	98.963	98.575	100.394
	FEBRERO	99.028	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	96.831	101.428	101.030	100.394
	MARZO	102.510	98.318	100.470	100.470	100.470	100.000	102.315	101.428	101.030	100.394
	ABRIL	99.566	98.150	100.470	100.470	100.470	100.000	99.547	101.428	101.030	100.394
	MAYO	102.347	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.076	101.428	101.030	100.394
	JUNIO	99.070	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	99.965	98.290	101.030	97.288
	JULIO	103.012	100.357	103.442	103.442	103.442	100.000	99.383	99.847	101.030	98.828
	AGOSTO	93.097	100.357	92.243	92.243	92.243	100.000	101.621	98.963	98.575	100.394
	SEPTIEMBRE	103.018	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.733	101.428	101.030	100.394
	OCTUBRE	98.186	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	98.400	98.963	98.575	100.394
	NOVIEMBRE	100.254	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	100.471	98.963	98.575	100.394
	DECEMBRE	101.154	100.357	100.470	100.470	100.470	100.000	101.373	98.963	98.575	100.394

1984	ENERO	100.064	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	99.166	98.777	100.394
	FEBRERO	100.597	100.357	100.470	100.470	100.000	98.164	101.636	101.238	100.394
	MARZO	102.266	100.357	100.470	100.470	100.000	101.375	100.052	101.238	98.828
	ABRIL	96.007	96.156	100.470	100.470	100.000	97.778	101.636	101.238	100.394
	MAYO	102.303	100.357	100.470	100.470	100.000	102.315	99.166	98.777	100.394
	JUNIO	100.424	100.357	100.470	100.470	100.000	99.547	100.052	101.238	98.828
	JULIO	103.944	100.357	103.442	103.442	100.000	100.076	100.052	101.238	98.828
	AGOSTO	93.746	100.357	92.243	92.243	100.000	102.120	99.166	98.777	100.394
	SEPTIEMBRE	99.697	100.357	100.470	100.470	100.000	97.286	101.636	101.238	100.394
	OCTUBRE	101.609	100.357	100.470	100.470	100.000	101.621	99.166	98.777	100.394
	NOVIEMBRE	100.721	100.357	100.470	100.470	100.000	100.733	99.166	98.777	100.394
	DECEMBRE	98.388	100.357	100.470	100.470	100.000	98.400	99.166	98.777	100.394
1985	ENERO	102.093	100.357	100.470	100.470	100.000	102.315	98.963	98.575	100.394
	FEBRERO	99.028	100.357	100.470	100.470	100.000	96.831	101.428	101.030	100.394
	MARZO	100.053	100.357	100.470	100.470	100.000	99.383	99.847	101.030	98.828
	ABRIL	98.224	96.156	100.470	100.470	100.000	100.241	101.428	101.030	100.394
	MAYO	101.899	100.357	100.470	100.470	100.000	102.120	98.963	98.575	100.394
	JUNIO	97.942	100.357	100.470	100.470	100.000	97.286	99.847	101.030	98.828
	JULIO	105.333	100.357	103.442	103.442	100.000	101.621	99.847	101.030	98.828
	AGOSTO	92.870	100.357	92.243	92.243	100.000	101.373	98.963	98.575	100.394
	SEPTIEMBRE	99.996	100.357	100.470	100.470	100.000	97.778	101.428	101.030	100.394
	OCTUBRE	104.636	100.357	100.470	100.470	100.000	102.315	101.428	101.030	100.394
	NOVIEMBRE	99.331	100.357	100.470	100.470	100.000	99.547	98.963	98.575	100.394
	DECEMBRE	99.859	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	98.963	98.575	100.394
1986	ENERO	99.496	100.357	100.470	100.470	100.000	102.120	96.630	96.377	100.262
	FEBRERO	99.101	100.357	100.470	100.470	100.000	96.831	101.503	101.238	100.262
	MARZO	96.491	96.156	100.470	100.470	100.000	98.400	101.503	101.238	100.262
	ABRIL	102.827	100.357	100.470	100.470	100.000	100.471	101.503	101.238	100.262
	MAYO	99.650	100.357	100.470	100.470	100.000	101.373	97.492	98.777	98.699
	JUNIO	102.105	100.357	102.513	100.470	102.033	97.778	101.503	101.238	100.262
	JULIO	108.288	100.357	105.545	103.442	102.033	102.315	99.921	101.238	98.699
	AGOSTO	87.519	100.357	88.603	92.243	96.054	99.383	99.036	98.777	100.262
	SEPTIEMBRE	102.591	100.357	100.470	100.470	100.000	100.241	101.503	101.238	100.262
	OCTUBRE	104.514	100.357	100.470	100.470	100.000	102.120	101.503	101.238	100.262
	NOVIEMBRE	99.567	100.357	100.470	100.470	100.000	97.286	101.503	101.238	100.262
	DECEMBRE	99.010	100.357	100.470	100.470	100.000	101.621	96.630	96.377	100.262

1987	ENERO	98.769	100.357	100.470	100.470	100.000	101.373	96.630	96.377	100.262
	FEBRERO	99.101	100.357	100.470	100.470	100.000	96.831	101.503	101.238	100.262
	MARZO	100.826	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	99.921	101.238	98.699
	ABRIL	98.026	96.156	100.470	100.470	100.000	99.965	101.503	101.238	100.262
	MAYO	99.241	100.357	100.470	100.470	100.000	99.383	99.036	98.777	100.262
	JUNIO	103.045	100.357	102.513	100.470	102.033	100.241	99.921	101.238	98.699
	JULIO	109.794	100.357	105.545	103.442	102.033	102.120	101.503	101.238	100.262
	AGOSTO	88.811	100.357	88.603	92.243	96.054	98.400	101.503	101.238	100.262
	SEPTBRE.	102.827	100.357	100.470	100.470	100.000	100.471	101.503	101.238	100.262
	OCTUBRE	101.229	100.357	100.470	100.470	100.000	101.373	99.036	98.777	100.262
	NOVIEMBRE	100.071	100.357	100.470	100.470	100.000	97.778	101.503	101.238	100.262
	DCBRE.	99.686	100.357	100.470	100.470	100.000	102.315	96.630	96.377	100.262
1988	ENERO	97.028	100.357	100.470	100.470	100.000	99.383	96.828	96.575	100.262
	FEBRERO	100.441	100.357	100.470	100.470	100.000	97.939	101.712	101.446	100.262
	MARZO	102.797	98.318	100.470	100.470	100.000	102.315	101.712	101.446	100.262
	ABRIL	99.845	98.150	100.470	100.470	100.000	99.547	101.712	101.446	100.262
	MAYO	102.633	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	101.712	101.446	100.262
	JUNIO	102.973	100.357	102.513	100.470	102.033	99.965	100.126	101.446	98.699
	JULIO	105.401	100.357	105.545	103.442	102.033	99.383	100.126	101.446	98.699
	AGOSTO	89.674	100.357	88.603	92.243	96.054	101.621	99.240	98.980	100.262
	SEPTBRE.	103.306	100.357	100.470	100.470	100.000	100.733	101.712	101.446	100.262
	OCTUBRE	98.461	100.357	100.470	100.470	100.000	98.400	99.240	98.980	100.262
	NOVIEMBRE	100.534	100.357	100.470	100.470	100.000	100.471	99.240	98.980	100.262
	DCBRE.	98.971	100.357	100.470	100.470	100.000	101.373	96.828	96.575	100.262
1989	ENERO	100.344	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	99.443	99.183	100.262
	FEBRERO	99.508	100.357	100.470	100.470	100.000	96.831	101.920	101.654	100.262
	MARZO	100.550	96.156	100.470	100.470	100.000	102.120	101.920	101.654	100.262
	ABRIL	99.976	100.357	100.470	100.470	100.000	97.286	101.920	101.654	100.262
	MAYO	100.305	100.357	100.470	100.470	100.000	101.621	97.893	99.183	98.699
	JUNIO	105.623	100.357	102.513	100.470	102.033	100.733	101.920	101.654	100.262
	JULIO (p)	104.572	100.357	105.545	103.442	102.033	98.400	100.331	101.654	98.699
	AGOSTO (p)	90.471	100.357	88.603	92.243	96.054	102.315	99.443	99.183	100.262
	SEPTBRE. (p)	102.299	100.357	100.470	100.470	100.000	99.547	101.920	101.654	100.262
	OCTUBRE (p)	100.344	100.357	100.470	100.470	100.000	100.076	99.443	99.183	100.262
	NOVIEMBRE (p)	100.233	100.357	100.470	100.470	100.000	99.965	99.443	99.183	100.262
	DCBRE. (p)	94.864	100.357	100.470	100.470	100.000	99.383	94.669	94.421	100.262

1990 ENERO (p)	101.818	100.357	100.470	100.470	100.000	101.621	99.370	98.980	100.394
FEBRERO (p)	99.435	100.357	100.470	100.470	100.000	96.831	101.845	101.446	100.394
MARZO (p)	102.476	100.357	100.470	100.470	100.000	101.373	100.257	101.446	98.828
ABRIL (p)	96.204	96.156	100.470	100.470	100.000	97.778	101.845	101.446	100.394
MAYO (p)	102.513	100.357	100.470	100.470	100.000	102.315	99.370	98.980	100.394
JUNIO (p)	102.676	100.357	102.513	100.470	102.033	99.547	100.257	101.446	98.828
JULIO (p)	106.275	100.357	105.545	103.442	102.033	100.076	100.257	101.446	98.828
AGOSTO (p)	90.232	100.357	88.603	92.243	96.054	102.120	99.370	98.980	100.394
SEPTIEMBRE (p)	99.902	100.357	100.470	100.470	100.000	97.286	101.845	101.446	100.394
OCTUBRE (p)	101.818	100.357	100.470	100.470	100.000	101.621	99.370	98.980	100.394
NOVIEMBRE (p)	100.928	100.357	100.470	100.470	100.000	100.733	99.370	98.980	100.394
DECEMBRE (p)	96.194	100.357	100.470	100.470	100.000	98.400	96.955	96.575	100.394

(p) Predicciones

3

FEDP = PH12 * PV * PC * PF / 100

PV = PV1 * PV2 / 100

PF = PFN * PFA / 100

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1):

- 8501 Agustín Mará valí:** Predicción con modelos de series temporales.
- 8502 Agustín Maravall:** On structural time series models and the characterization of components.
- 8503 Ignacio Mauleón:** Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
- 8504 José Viñals:** El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
- 8505 José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflatores de la Contabilidad Nacional.
- 8506 José Viñals:** Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
- 8507 Ignacio Mauleón:** Una función de exportaciones para la economía española.
- 8508 J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza:** Spanish industrial unemployment: some explanatory factors (*versión inglés*). El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos (*versión español*).
- 8509 Ignacio Mauleón:** Stability testing in regression models.
- 8510 Ascensión Molina y Ricardo Sanz:** Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
- 5577 J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina:** An expectation model of labour demand in Spanish industry.
- 5572 J. Albarracín y A. Yago:** Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
- 5575 Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega:** Respuestas en el deflador del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
- 5574 Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
- 5575 Ignacio Mauleón:** La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
- 5575 A. Espasa y R. Galián:** Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions (*versión inglés*). Parquedad en la parametrización y omisiones de factores: el modelo de las líneas aéreas y las hipótesis del census X-11 (*versión español*).
- 8517 Ignacio Mauleón:** A stability test for simultaneous equation models.
- 5575 José Viñals:** ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? (*versión español*). Does financial openness increase exchange rate fluctuations? (*versión inglés*).
- 8519 José Viñals:** Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.
- 8520 José Marín Arcas:** Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.
- 5507 Agustín Maravall:** Revisions in ARIMA signal extraction.
- 8602 Agustín Maravall y David A. Pierce:** A prototypical seasonal adjustment model.
- 8603 Agustín Maravall:** On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.
- 8604 Ignacio Mauleón:** Testing the rational expectations model.
- 8605 Ricardo Sanz:** Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.
- 8606 F. Martín Bourgón:** Índices anuales de valor unitario de las exportaciones: 1972-1980.
- 8607 José Viñals:** La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8608 José Viñals y John Cuddington:** Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?
- 8609 Gonzalo Gil:** Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.
- 5570 José Viñals:** ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?
- 5707 Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.

- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: Comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee y Juan Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado y Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 5507 **Agustín Maravall:** Two papers on arima signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de Mercasa.
- 8803 **Agustín Maravall y Daniel Peña:** Missing observations in time series and the «dual» autocorrelation function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 5505 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M.^a de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1985 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.