

- ◆ Trabajo realizado por el equipo de la Biblioteca Digital de la Fundación Universitaria San Pablo-CEU
- ◆ Me comprometo a utilizar esta copia privada sin finalidad lucrativa, para fines de investigación y docencia, de acuerdo con el art. 37 del T.R.L.P.I. (Texto Refundido de la Ley de Propiedad Intelectual del 12 abril 1996)

Capítulo 7

ANÁLISIS COYUNTURAL DE LA ACTIVIDAD INDUSTRIAL EN ESPAÑA

Eduardo Morales y Antoni Espasa

7.0. Introducción¹

El objetivo de este capítulo es presentar una aplicación de la metodología de análisis de la coyuntura desarrollada anteriormente, al caso de la actividad industrial en España. A lo largo del mismo se exponen las distintas fases que se precisan cubrir para poder realizar el informe de coyuntura del epígrafe quinto. En la primera sección se caracteriza la información estadística disponible para el análisis de la actividad industrial española en el corto plazo y se justifica el nivel de agregación elegido sobre la variable finalmente seleccionada: el Índice de Producción Industrial (IPI).

A continuación, en los epígrafes segundo y tercero, respectivamente, se presenta un modelo univariante con análisis de intervención para el IPI, así como el procedimiento que lleva a la estimación de la tendencia y los factores estacionales de dicho índice. En dicho procedimiento se describe un método que es de aplicación para todas aquellas variables cuya evolución se vea afectada por hechos como la Semana Santa, la longitud y composición del calendario y las fiestas intrasemanales. En este sentido, estas primeras secciones de este capítulo constituyen una aplicación bastante completa y compleja de modelos univariantes y extracción de señales que puede ser de interés

¹ Este capítulo está basado en el trabajo de Espasa (1983a), donde se presenta un modelo univariante para el IPI en el que se distingue entre una estacionalidad estocástica y una estacionalidad determinista. Este estudio tuvo su continuación en Morales et al. (1992), del cual este capítulo constituye una ampliación y actualización. A lo largo de los trabajos mencionados se ha contado con la colaboración de M. L. Rojo a quien le estamos muy agradecidos.

en sí misma, para aquellos lectores que pretendan obtener una instrucción sobre el uso de estos modelos, más allá de lo señalado en los capítulos segundo y cuarto. En la sección cuarta se discute acerca de cuál es la «señal» del índice de producción industrial sobre la que basar el análisis de coyuntura; y, finalmente, la sección quinta se destina a presentar un informe sobre la evolución de la producción industrial en España en 1991.

Un análisis de la situación coyuntural por la que atraviesa la industria de un país en cada momento del tiempo² exigiría estudiar los indicadores relativos a la producción industrial, al comercio exterior de productos industriales, el nivel de empleo que genera la industria y su productividad aparente, los precios industriales y los costes laborales, la formación bruta de capital en los sectores industriales, etc. Para que este análisis pudiera ser completo habría que descender a un nivel sectorial, proceder a una desagregación regional, y, además, abarcar todas aquellas variables que actúen como factores determinantes de las distintas áreas señaladas.

De todo lo anterior, en el presente capítulo se aborda el estudio de la producción industrial en sí misma y a nivel agregado, esto es, sin tener en cuenta las posibles relaciones con otras variables que puedan explicar su comportamiento a lo largo del tiempo, ni descender a un nivel sectorial, ni regional. Con lo cual el diagnóstico que se deriva de este tipo de análisis tiene que ser necesariamente muy general y relativamente impreciso; no obstante, gozará todavía de las ventajas de ser un diagnóstico basado en modelos y contrastado con los datos, por lo que en su sencillez ofrecerá garantías de objetividad al analista, quien alrededor de tales resultados podrá añadir otras contribuciones subjetivas con mayor contenido económico e institucional.

7.1. Caracterización de la información estadística disponible para el análisis coyuntural de la producción industrial

7.1.1. Información estadística disponible

La variable objetivo sobre la que se debería centrar el análisis coyuntural de la producción industrial es el Producto Interior Bruto generado por el sector industrial (PIBIN) en sentido estricto, esto es, excluida la actividad de construcción. Sin embargo, esta variable se mide sólo anualmente y las cifras se obtienen con un cierto retraso,

² Véase, por ejemplo, Ministerio de Industria y Energía (MINER) (1990).

lo que invalida cualquier intento de seguir la evolución de la actividad industrial en el corto plazo a partir de las observaciones del PIBIN.

Surge entonces la necesidad de utilizar indicadores que estén disponibles con una periodicidad mensual, o, cuando menos, trimestral, y que aproximen la evolución en el tiempo de la correspondiente variable de Contabilidad Nacional, la antes mencionada PIBIN. Las estadísticas existentes sobre producción industrial pueden clasificarse en dos grandes grupos³: a) indicadores cualitativos; y, b) indicadores cuantitativos.

Dentro de los *indicadores cualitativos* se encuentran los que elabora el Ministerio de Industria y Energía (MINER)⁴, los cuales se obtienen a partir de las respuestas que un número de empresas de los distintos sectores industriales realizan a la Encuesta de Opiniones Empresariales⁵ del citado MINER. Las variables sobre las que se genera información se pueden, a su vez, clasificar, atendiendo a su relación con la producción industrial, en indicadores directos —producción en los últimos tres meses, tendencia de la producción, stock de materias primas, etc.— e indirectos —cartera de pedidos total, interior y procedente del extranjero, stocks de productos terminados, utilización de la capacidad productiva, etc.—. Además, promediando los indicadores de cartera de pedidos total, stock de productos terminados (cambiado de signo) y tendencia de la producción, el MINER elabora el denominado Indicador de Clima Industrial.

En todos los casos —a excepción de la utilización de la capacidad productiva— la respuesta de las empresas se limita a tres alternativas que, habitualmente, son: normal, superior a lo normal e inferior a lo normal. Las respuestas se ponderan por el número de trabajadores —a nivel empresarial— y por el valor añadido bruto —a nivel sectorial— para, posteriormente, restar, del porcentaje de empresas que responden «superior a lo normal», el porcentaje de las que señalan «inferior a lo normal» y dar origen al valor del correspondiente indicador.

Las críticas a la utilización de estos indicadores cualitativos con fines de análisis coyuntural, provienen, fundamentalmente, de: a) la validez de los coeficientes de ponderación utilizados para elevar los

³ Véase, por ejemplo, la publicación trimestral de la OCDE: *Indicators of Industrial Activity*.

⁴ El Ministerio encargado de la recogida de información, y la subsiguiente elaboración de los indicadores cualitativos, ha experimentado cambios de nombre a lo largo de los últimos años; en este capítulo se ha optado por mantener el de Industria y Energía ya que es, en último término, el área sobre la que recaen las responsabilidades antes citadas.

⁵ El número de cuestionarios emitidos es superior a 3.000, pero los respondidos son una cifra sensiblemente menor.

resultados desde el nivel de empresa al de la industria como un todo; b) la tendencia de las unidades informantes a situarse en el nivel medio —el nivel normal—; c) la utilización del concepto «normal», con distinto significado para las empresas; y, d) la señal que suministran determinados indicadores como, por ejemplo, el stock de productos terminados, cuyo incremento no es posible discernir si es interpretable en términos de que las empresas piensan que se reduce la actividad industrial presente o indica un posible aumento de la actividad futura.

En cuanto a los *indicadores cuantitativos*, el principal es el Índice de Producción Industrial, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE)⁶. Como se expone en la monografía técnica publicada por el INE sobre índices de producción industrial, el objetivo del índice de producción industrial es «indicar la evolución en volumen de la parte del Producto Interior Bruto que tiene su origen en la industria, es decir, el valor añadido bruto al coste de los factores de las diversas ramas industriales y del conjunto del sector industrial»⁷; en consecuencia el Índice de Producción Industrial, a priori, resulta más útil para el seguimiento de la actividad industrial que cualquiera de los indicadores cualitativos mencionados.

El Índice de Producción Industrial se elabora a partir de la información suministrada por una muestra dinámica y abierta —por inclusión de nuevas empresas y desaparición de otras— constituida por más de 4.000 unidades. Con los datos recibidos se construyen 563 series —436 con periodicidad mensual y las 127 restantes con periodicidad trimestral—, tantas como ramas de actividad se contemplan en la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE). Dado que el objetivo es medir la evolución de la producción, la información de base proveniente de las empresas hace referencia, para la mayoría de las ramas, a producción física. Cuando es difícil o imposible la acumulación aditiva de la producción en términos de una unidad física común —volumen, peso, etc.—, porque los productos no presentan suficiente homogeneidad, se acude a uno de los tres indicadores siguientes: a) el valor de la producción deflactado por el correspondiente índice de precios industriales; b) el consumo de materias primas cuando los coeficientes técnicos de producción son estables; o, c) el número de horas trabajadas, cuando resulta difícil

⁶ En el proceso de elaboración del IPI, dos organismos son los responsables de la investigación estadística de las series de producción industrial: a) el INE, para la mayoría de las ramas de la industria manufacturera; y, b) el MINER, para los sectores de energía e industrias extractivas, y para las ramas de construcción de material de transporte terrestre y ferroviario —véase Instituto Nacional de Estadística (1982).

⁷ Véase Instituto Nacional de Estadística (1982), pág. 1.

utilizar alguno de los anteriores, como ocurre en la rama de construcción de aeronaves.

Cada serie elemental se agrupa obteniendo ochenta y nueve grupos, los cuales por agregaciones sucesivas se convierten en veintiséis agrupaciones y finalmente se concentran en cuatro divisiones (energía, extracción y transformación de minerales no energéticos, industrias transformadoras de los metales y otras industrias). El Índice de Producción Industrial que finalmente se obtiene, como se desprende de la periodicidad con que se recibe la información, es un indicador trimestral de la actividad industrial; no obstante, proyectando la última información de periodicidad trimestral para los dos primeros meses del trimestre siguiente y combinándola con la que se recibe mensualmente, se elaboran avances mensuales del IPI que, posteriormente, se revisan cuando se dispone de la información de todas las ramas para el último mes de cada trimestre⁸. Esta circunstancia debe tenerse presente cuando se realizan análisis de coyuntura mensuales basados en el IPI.

Otro aspecto a tener en cuenta a efectos de análisis de coyuntura es el desfase temporal con que se conoce el dato del Índice de Producción Industrial; en la actualidad, la cifra provisional se publica con bastante prontitud, apenas transcurridos dos meses de la fecha a que dicho dato se refiere. Este retraso fue muy superior en el pasado e invitaba a elaborar modelos que permitieran anticipar el Índice de Producción Industrial a partir de otros indicadores cuantitativos, tales como el consumo de energía eléctrica, total o para usos industriales, o utilizando alguno de los indicadores cualitativos mencionados anteriormente, los cuales se conocen con alguna antelación respecto del IPI. Ejemplos de modelos de este tipo son los que aparecen en los trabajos de Sanz (1979), Molina y Sanz (1985) —haciendo uso del consumo de energía eléctrica— y de Sánchez (1989), para indicadores derivados de la encuesta de opiniones empresariales. En este último se concluye que el Indicador de Clima Industrial no es válido para predecir la actividad industrial en el corto plazo y que algunos de los otros indicadores cualitativos pueden mejorar sólo de forma marginal la predicción univariante del IPI. En los trabajos basados en el consumo de energía eléctrica se encontró una relación estadística estable entre este indicador y el IPI; no obstante, para emplearlo con este fin debe tenerse presente que, como se pone de manifiesto en Cancelo y Espasa (1991a), el consumo de energía eléctrica depende de variables que poco tienen que ver con la actividad, como es la temperatura y otras variables meteorológicas, por lo que se hace

⁸ Para ver cómo se procede en forma detallada, véase Instituto Nacional de Estadística (1982).

necesario corregir este indicador de consumo de energía eléctrica antes de poderlo utilizar como indicador de actividad⁹.

Del análisis de la información estadística disponible en España que informe sobre la actividad industrial mensual o trimestralmente, se concluye que no existe otro indicador cuantitativo y/o cualitativo que pueda sustituir al IPI; en consecuencia, en este trabajo se selecciona el IPI como indicador sobre el que realizar el análisis coyuntural de la actividad industrial en España.

De lo anterior no debe desprenderse, sin embargo, que la encuesta de opiniones empresariales no deba utilizarse como herramienta de análisis de coyuntura; muy al contrario, en determinados periodos resulta ser un indicador adecuado de la situación coyuntural por la que atraviesa la industria 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, incluso anterior a la primera crisis energética (se refiere al año 1972¹⁰), y dentro de las distintas ramas industriales no siempre muestrea productos actualmente significativos.

No obstante, como atenuantes a la situación obsoleta del IPI se puede argumentar que al ser un índice cuántico tipo Laspeyres incorpora las variaciones del volumen que mes a mes se dan en las distintas ramas industriales. Así, por ejemplo, el mayor volumen de la industria electrónica en el último decenio, o la reducción de la construcción naval, se recogen en el IPI. Por otra parte, el 15,4 por cien 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 indi-

⁹ Véase Cancelo y Espasa (1991b).

¹⁰ La base de ponderación de los índices de producción industrial de la mayoría de los países de la OCDE corresponde al año 1985; para aquellos que la sitúan en un periodo anterior, éste es un año de la década de los ochenta, a excepción de Australia y Suiza, cuyos IPI tienen su base en 1976-77 y 1963, respectivamente [véase OECD (1991)]. En el momento de escribir este capítulo se está ultimando la puesta en marcha de un nuevo índice de producción industrial para España, que está previsto se comience a publicar en 1992; para su diseño se ha contado con un directorio de unidades informantes mucho más amplio que el actual, y el sistema de ponderaciones de las distintas ramas, así como la cesta de productos y modelos representativos, se establecen a partir de la información suministrada por las Tablas Input-Output de 1985 y la Encuesta Industrial del periodo 1985-1990.

ces sectoriales las sustituciones de productos motivadas por cambios tecnológicos, los cuales quedan así recogidos en el IPI. Esto ocurre, por ejemplo, con las ramas que presentan mayores cambios de este tipo, como son las de construcción de maquinaria y material eléctrico y electrónico.

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 por cien del IPI) se concentran fundamentalmente en las industrias tradicionalmente básicas, como extractivas, siderurgia, etc., queda, al menos en cierta parte, paliado el problema de envejecimiento del IPI^{11,12}.

7.1.2. Nivel de desagregación del índice de producción industrial considerado

Dejando claro desde un principio que el análisis que se desea llevar a cabo se centra en la actividad industrial agregada, aún queda por resolver si ese análisis se debe realizar a partir de los datos agregados correspondientes al índice global, o conviene utilizar la información suministrada por un número reducido de índices relativos a los grandes sectores industriales.

Desde este punto de vista, debe tenerse presente que es posible desagregar el IPI atendiendo a dos criterios: a) origen o procedencia de los bienes; y, b) destino económico de los bienes. De acuerdo con el primero y descendiendo hasta un primer nivel, se tienen las 4 divisiones ya mencionadas anteriormente; si se siguiera el segundo criterio se tendrían tres grupos: bienes de consumo, bienes intermedios y bienes de inversión.

Por lo que respecta a la primera clasificación, 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, todos los grupos, agrupaciones y divisiones del IPI.

De dicho estudio se desprende que las diferencias de comportamiento entre las cuatro divisiones del IPI no son grandes. La mayor

¹¹ Estamos agradecidos a Pilar Rey y Pedro Revilla por advertirnos sobre estos aspectos de la construcción del IPI.

¹² En Dabán (1990) se elabora un índice de producción industrial a partir de las series elementales —a nivel de rama de actividad— disponibles, utilizando como coeficientes de ponderación los que resultan de las cifras de valor añadido bruto de la Encuesta Industrial de 1986. Comparados ambos índices no se observan diferencias apreciables, lo cual viene a confirmar las ideas expuestas y a trasladar el problema de obsolescencia del IPI a la representatividad de la muestra sobre la que se asienta.

discrepancia se presenta entre la división de 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, 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 Pascua y, salvo la división 3 —industrias transformadoras de metales—, tienen un nivel de impredecibilidad similar. Estos aspectos se recogen en el cuadro 7.1, que está construido a partir de los datos contenidos en la referencia citada.

CUADRO 7.1. Características de las series del índice de producción industrial y sus cuatro divisiones (1)

Serie (2)	Tendencia (3)	Efecto de la 2.ª crisis energética (4)	Estacio- nalidad	Efecto Calen- dario (5)	Efecto Pascua (6)	Impredic- tibilidad (7)
IPI	estoc.-lin.	—	si	—1,8%	—4,1%	2,7%
Energía (10,3)	estoc.-lin.	+	si	—0,9%	—3,0%	2,7%
Extracción y transformación de minerales no energéticos (21,2)	estoc.-lin.	—	si	—1,1%	—2,5%	3,0%
Industrias transformadoras de metales (24,2)	estoc.-lin.	—	si	—3,2%	—5,7%	6,1%
Otras industrias (44,3)	estoc.-lin.	—	si	—1,6%	—4,7%	3,3%

(1) Los resultados que aparecen en este cuadro están tomados de Revilla et al. (1989) y corresponden a las estimaciones que se obtienen, mediante procedimientos automáticos, en dicho trabajo.

(2) Entre paréntesis se ofrece la ponderación, en tanto por cien, de la división en el índice global.

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

(4) +: el efecto fue positivo.

—: el efecto fue negativo.

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

(6) Descenso en la producción debido al período vacacional de Pascua.

(7) Desviación típica del error de predicción con un mes de antelación.

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 aceptable¹³. De hecho, si en vez de medir la impredecibilidad del IPI¹⁴ a través de su modelo agregado, como se hace en la primera línea del cuadro 7.1, se mide agregando los resultados obtenidos para las divisiones, teniendo en cuenta las covarianzas de los correspondientes residuos, se obtiene una medida de impredecibilidad del IPI del 2,9%, que es ligeramente superior a la obtenida por el primer procedimiento: 2,7%. Todo lo anterior indica que cuando el objetivo es analizar la actividad industrial en su conjunto, dicho análisis se puede realizar a través del índice agregado de producción industrial.

Cuando se analiza el IPI a partir de la clasificación por destino económico de los bienes se llega a una conclusión similar a la del caso de la desagregación por divisiones. En el cuadro 7.2 —que tiene una estructura similar a la del cuadro 7.1— se presentan las características del IPI y de los tres grandes grupos de bienes de consumo, intermedios e inversión. Sin descender a un nivel de desagregación mayor, las características de estos tres grupos no parecen justificar la necesidad de proceder al análisis estadístico del Índice de Producción Industrial a partir de los modelos estocásticos propuestos para los componentes. En el caso del Índice de Producción Industrial general se anticipan resultados que se desprenden del modelo del epígrafe 7.2.3; en concreto, el nivel de impredecibilidad es el que se obtiene con el modelo que allí se presenta. Si se calcula esta medida a partir de la agregación de los resultados obtenidos para los tres grupos, se llega a un valor muy similar indicando que, por esta última vía, tampoco hay ganancia por considerar un análisis desagregado del IPI frente a la alternativa de proceder a partir de su propio modelo.

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

¹³ Otra alternativa, que necesariamente no puede producir resultados peores que las señaladas, consiste en realizar un análisis multivariante de las cuatro divisiones. No obstante, dado que estas series están sometidas a distintas intervenciones, dicho análisis sería algo complejo y, además, 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.

¹⁴ La impredecibilidad del IPI reflejada en el cuadro 7.1 se calcula a partir de un modelo obtenido por el procedimiento automático de construcción de modelos univariantes desarrollado en Revilla et al. (1989). En el estudio univariante que se presenta en este capítulo, tal impredecibilidad es del 1,87% (véase cuadro 7.4).

CUADRO 7.2. Características del índice de producción industrial y su desagregación por destino económico de los bienes

Serie (1)	Tendencia (2)	Efecto de la 2. ^a crisis energética (3)	Estacionalidad	Efecto Calendario (4)	Efecto Pascua (5)	Impredicibilidad (6)
IPI	estoc.-lin.	—	si	-1,6%	-4,6%	1,9% (7)
Bienes de consumo (35,8)	estoc.-lin.	—	si	-2,8%	-4,2%	2,9%
Bienes intermedios (50,1)	estoc.-lin.	—	si	-1,5%	-4,6%	1,9%
Bienes de inversión (14,1)	estoc.-lin.	—	si	-0,5%	-6,8%	5,6%

(1) Entre paréntesis se presenta la ponderación, en tanto por cien, del correspondiente grupo en el índice global.

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

(3) —: el efecto fue 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 típica del error de predicción con un mes de antelación.

(7) Resultado obtenido con el modelo que se presenta en este capítulo (véase cuadro 7.4).

7.2. Especificación de un modelo para el Índice de Producción Industrial

7.2.1. Características del Índice de Producción Industrial

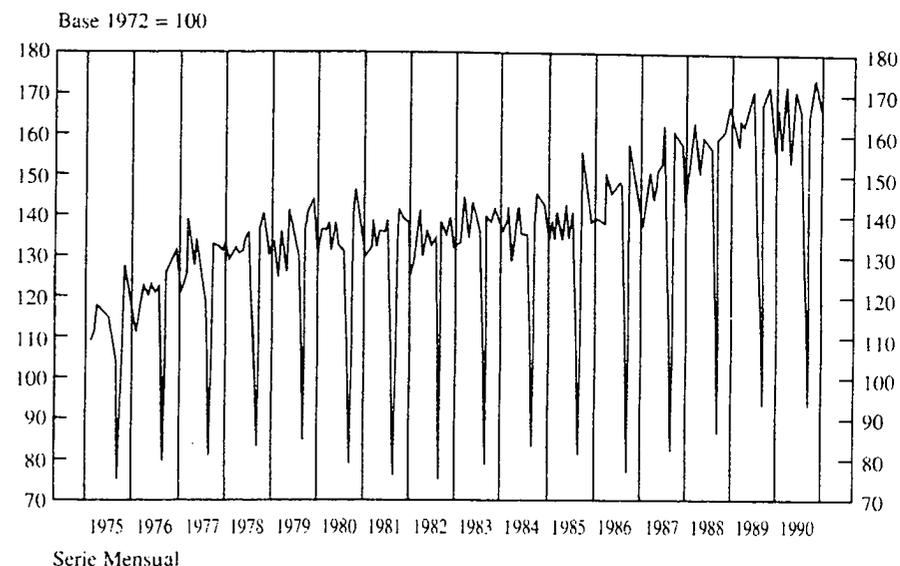
La serie mensual del Índice de Producción Industrial desde enero de 1975 a diciembre de 1990 se presenta en el gráfico 7.1. Una detallada inspección del mismo permite detectar las siguientes características en su evolución:

A) Estacionalidad

El IPI muestra unas caídas muy pronunciadas en los meses de agosto de cada año que se compensan de forma específica en cada uno de los restantes meses del año. Respecto a la oscilación estacional del Índice de Producción Industrial hay que añadir lo siguiente:

1. El esquema estacional no es estable a lo largo de todo el período de observación. Destacan dos cambios en ese patrón estacional en 1980 y 1986. Así, a partir del año 1980 se observa una mayor

GRÁFICO 7.1. Índice de Producción Industrial.



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. De igual manera, en 1986 se produce otro cambio estacional consistente en un adelantamiento a julio de la producción que hasta entonces correspondía a los meses de agosto.

2. El esquema estacional viene influido también por: *i*) la longitud de los meses —a mayor número de días lógicamente le corresponderá un mayor volumen de producción— y su diferente composición en términos de número de lunes, martes, ..., etc.; esto es, la producción industrial tiene un ciclo semanal cuyo efecto en los valores directamente observados se suele denominar efecto calendario; *ii*) la existencia de días festivos distintos de sábados y domingos que afectan a la producción industrial de forma diferente dependiendo del tipo de día y del ámbito geográfico —estatal, autonómico o local—; *iii*) el hecho de que la festividad de Semana Santa sea móvil y pueda afectar a la producción industrial en los meses de marzo y/o abril según los años; las características propias de esta festividad, consistente en varios días festivos consecutivos, conllevan una alteración del ciclo semanal en ese periodo festivo.

B) Tendencia

En el gráfico 7.1 también se observa una tendencia creciente que, no obstante, presenta dos rupturas significativas en 1980 y en 1989. El primer cambio de tendencia es consecuencia de la denominada «segunda crisis energética», y supone un truncamiento en el perfil creciente que mostraba el IPI desde comienzos de 1975 y que no se recupera hasta mediados de 1982. La segunda ruptura en la evolución tendencial parece venir ocasionada por un conjunto de causas tales como: las medidas de política económica tendentes a «enfriar» la economía, adoptadas en el segundo semestre de 1989; la crisis y el posterior conflicto bélico del Golfo; y el estancamiento de la actividad económica en el conjunto de países industrializados.

7.2.2. Modelización de series temporales con componentes deterministas y estocásticos

El interés de destacar las características anteriores obedece, por un lado, a su importancia en un primer análisis puramente descriptivo de la evolución del Índice de Producción Industrial; y, por otro, a la necesidad de llevar a cabo un tratamiento adecuado de las mismas en el proceso de búsqueda de un modelo univariante para dicha variable.

La consideración de los efectos mencionados se llevará a cabo mediante esquemas deterministas y constituye un primer paso aconsejable en la fase de especificación del modelo ARIMA del Índice de Producción Industrial. En efecto, como ponen de manifiesto Hillmer et al. (1982), la presencia de tales efectos puede contaminar el correlograma de la serie en cuestión, dificultando la tarea de especificación de modelos.

En cuanto al efecto de calendario, Cleveland y Devlin (1980) proponen un procedimiento para detectar su presencia en series que se observan mensualmente; se fundamenta en el hecho de que cuando una serie mensual tiene un ciclo semanal, el espectro de la transformación estacionaria¹⁵ debería mostrar un «pico» en la denominada «frecuencia de calendario»: $-4,348$ ciclos por mes —o en su «alias» $-0,348$ ciclos por mes—. A esta última frecuencia le corresponde un período de 2,87 meses, de forma que si se observa un

¹⁵ En realidad, el ciclo semanal se puede observar en el (pseudo) espectro de la serie original como un pico a la derecha del cuarto armónico estacional; pero se hace más evidente en el de la transformación estacionaria ya que el filtro que supone la diferenciación amplifica las frecuencias altas y, en concreto, la frecuencia de calendario.

pico en el espectro, en una frecuencia de este período, ello debe interpretarse en el sentido de que existe un ciclo semanal en la serie.

En el gráfico 7.2 se representa el espectro de la transformación estacionaria del IPI $-(1-L)(1-L^{12}) \ln \text{IPI}$; en él destaca el «pico» correspondiente a un ciclo de período igual a 2,84 meses, denotando la presencia de un marcado efecto de calendario.

Para detectar el efecto de calendario así como las otras peculiaridades estacionales mencionadas y las rupturas en la tendencia, se puede utilizar el procedimiento propuesto en Liu (1986), que a su vez se basa en el trabajo original de Box y Tiao (1975), y al que ya se ha hecho referencia en el epígrafe 4.8. Este procedimiento se presenta de forma esquemática en el cuadro 7.3.

CUADRO 7.3. Etapas en la modelización univariante de series temporales con componentes deterministas y estocásticos

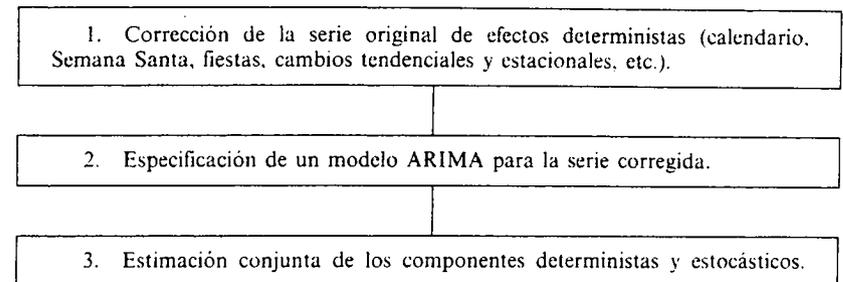
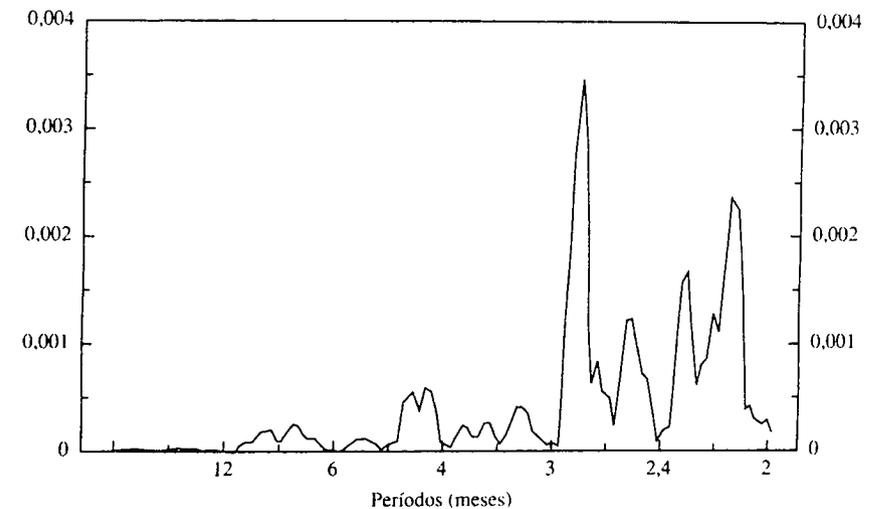


GRÁFICO 7.2. Índice de Producción Industrial: Espectro de $(1-L)(1-L^{12}) \ln \text{IPI}$.



7.2.3. Un modelo univariante con análisis de intervención del Índice de Producción Industrial

En el pasado han existido algunos intentos de búsqueda de un modelo univariante para el IPI [véase Sanz (1979), Espasa (1983a) y Espasa y Rojo (1984b)].

El modelo que se incluye en este epígrafe es una versión actualizada del presentado en Morales et al. (1992) que, a su vez, se basa en los propuestos en Espasa (1983a) y Espasa y Rojo (1984b)

El procedimiento seguido en la etapa de especificación inicial ha sido el expuesto en el epígrafe anterior. Los coeficientes que aparecen en el cuadro 7.4 son el resultado de estimar el modelo por el método de la máxima verosimilitud con una muestra de 192 observaciones: de enero de 1975 a diciembre de 1990. En el modelo se explicitan claramente los dos tipos de componentes: deterministas y estocásticos. En el primer grupo se incluyen todas las variables artificiales, a saber, HSS, SS8007, SS8607, T80018208, T89129103, 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 $(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$; 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.

Dado que los coeficientes estimados para los parámetros de las medias móviles son significativamente distintos de la unidad, la variable \ln IPI se caracteriza por tener una tendencia estocástica de tipo cuasi-lineal y una estacionalidad estocástica aditiva sobre dicha tendencia (véase capítulo 2). Como el modelo incorpora también variables artificiales con efectos tendenciales y estacionales, se puede concluir que el IPI viene caracterizado por unos componentes tendencial y estacional con estructuras mixtas: estocásticas y deterministas.

Una consecuencia inmediata del modelo anterior es que, prescindiendo de los componentes deterministas, la función de predicción¹⁶ que le corresponde se puede expresar¹⁷:

$$\ln \hat{Y}_t(k) = b_0^{(t)} + b_1^{(t)}k + S_k^{(t)}$$

donde la suma de doce valores consecutivos de $S_k^{(t)}$ es igual a cero, como corresponde a un componente estacional; $\hat{Y}_t(k)$ representa la pre-

¹⁶ Véase el capítulo 2 de este libro.

¹⁷ Obsérvese que, por claridad en la exposición, la notación que se emplea para las predicciones es ligeramente distinta de la que se usa en otras partes del libro.

CUADRO 7.4. Modelo univariante con análisis de intervención para el IPI (*)

		$(1-L)(1-L^{12}) \ln IPI_t =$	
V A R I A B L E S	Pascua	$-0.0455(1-L)(1-L^{12})HSS_t$ (0,0067)	
	Cambio estacional veranos a partir de 1980	$+(0,0233-0,0858L)(1-L)(1-L^{12})SS8007_t$ (0,0124) (0,0126)	
	Cambio estacional veranos a partir de 1986	$+(0,0320-0,0259L)(1-L)(1-L^{12})SS8607_t$ (0,0122) (0,0127)	
	(Tendencia lineal truncada)	$-0,0035(1-L)(1-L^{12})T80018208_t$ (0,0009)	
	(Tendencia lineal truncada)	$-0,0046(1-L)(1-L^{12})T89129103_t$ (0,0016)	
	E X P L I C A T I V A S	E	$-0,0011(1-L)(1-L^{12})DL_t$ (0,0031)
		F	
		E	$+0,0096(1-L)(1-L^{12})DM_t$ (0,0033)
		C	
		T	
		O	$+0,0003(1-L)(1-L^{12})DMX_t$ (0,0031)
		C	
A		$+0,0064(1-L)(1-L^{12})DJ_t$ (0,0031)	
L			
E		$+0,0075(1-L)(1-L^{12})DV_t$ (0,0031)	
N			
D		$-0,0058(1-L)(1-L^{12})DS_t$ (0,0032)	
D E T E R M I N I S T A S	A		
	R		
	I	$+0,0155(1-L)(1-L^{12})DSS_t$ (0,0093)	
	O		
	Fiestas estatales	$-0,0259(1-L)(1-L^{12})DFFN_t$ (0,0028)	
	Fiestas autonómicas	$-0,0167(1-L)(1-L^{12})DFFA_t$ (0,0044)	
	(Impulso)	$-0,0507(1-L)(1-L^{12})D7902_t$ (0,0169)	
	(Impulso)	$-0,0329(1-L)(1-L^{12})D7912_t$ (0,0172)	
	(Impulso)	$+0,0367(1-L)(1-L^{12})D8209_t$ (0,0171)	
	(Impulso)	$+0,0480(1-L)(1-L^{12})D8408_t$ (0,0178)	
	Componente de medias móviles	$+(1-0,7531L)(1-0,7639L^{12})a_t$ (0,0500) (0,0510)	

Número de residuos:	178 (marzo 1976 a diciembre 1990)	
Número de observaciones:	192 (enero 1975 a diciembre 1990)	
Desviación típica de los residuos=	0.0186807	
Estadístico Ljung-Box de la serie residual:		
	14 retardos =	8,3
	26 retardos =	9,6
	38 retardos =	21,9
	50 retardos =	32,6
Correlación entre parámetros en valor absoluto:	todas inferiores a 0,60	
Desviación típica de los errores de predicción:		
	Con un mes de antelación:	0,0187
	Con doce meses de antelación:	0,0241
Residuos superiores a dos desviaciones típicas, en valor absoluto:		
	<i>Número de observación</i>	<i>Valor del residuo en número de desviaciones típicas</i>
	<i>Fecha</i>	
	16	2,68
	Abril 1976	
	51	2,24
	Marzo 1979	
	97	2,36
	Enero 1983	

(*) La cifra entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados es la desviación típica. En negrilla se destaca la parte estocástica del modelo.

dicción del valor de Y_{t+k} hecha con k periodos de antelación, es decir, en el momento t .

Esto es, se trata de una función de predicción lineal con ordenada en el origen estacional [$b_0^{(t)} + S_k^{(t)}$], es decir, distinta para cada mes, y cambiante con el período que se tome como origen de la predicción. Esto último se resalta con el superíndice (t) en los coeficientes de la función de predicción.

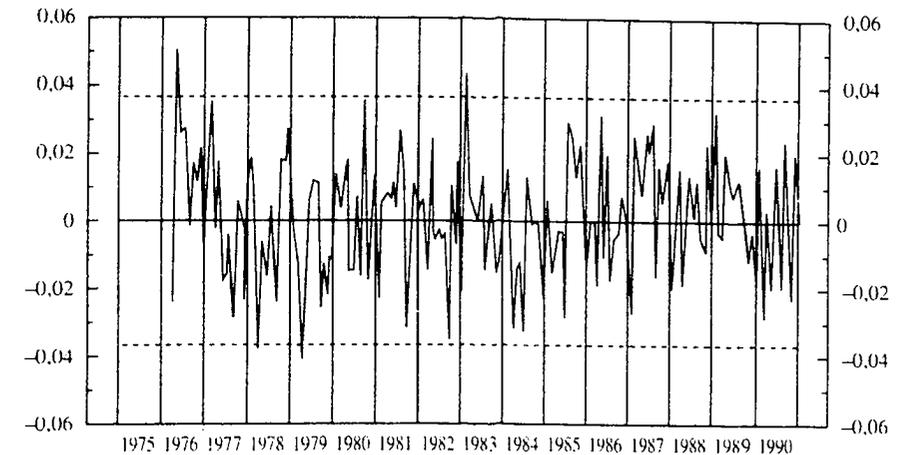
La pendiente de la recta anterior, que también cambia con el origen de la predicción, se puede obtener a partir de la expresión

$$b_1^{(t)} = \frac{\hat{Y}_t(13) - \hat{Y}_t(1)}{12}$$

donde $\hat{Y}_t(1)$ y $\hat{Y}_t(13)$ representan las predicciones hechas en el momento t con uno y trece periodos 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

GRÁFICO 7.3. Índice de Producción Industrial (residuos del modelo).



crecimiento anual equivalente es la expectativa de crecimiento a medio plazo, o inercia, de la serie en cuestión¹⁸.

Los residuos de la estimación y el correlograma de los mismos se presentan en el gráfico 7.3 y cuadro 7.5. Del análisis de ambos se concluye que no se rechaza la hipótesis de que tales residuos hayan venido generados por un proceso ruido blanco.

Las variables explicativas deterministas incluidas en el modelo se detallan a continuación agrupándolas según el componente de la serie sobre el que ejercen algún efecto.

A. Variables artificiales que afectan sólo a la tendencia

A.1. Variable artificial para el truncamiento tendencial causado por la segunda crisis energética: T80018208

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 o rampa.

El efecto estimado sobre la producción industrial de la segunda crisis energética es una reducción del ritmo de crecimiento medio mensual de 0,35 puntos porcentuales a lo largo del periodo mencio-

¹⁸ Obsérvese que fijado t , $b_1^{(t)}$ es una constante siendo lícito calcular la tasa anual equivalente.

CUADRO 7.5. Índice de producción industrial

		Correlograma de los residuos															
1-12	-0,01	0,12	0,01	-0,09	0,04	-0,06	0,00	0,12	0,00	0,01	0,00	0,08	0,05				
ST.E.	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08				
Q	0,0	2,6	2,6	4,0	4,3	5,1	5,1	7,6	7,6	7,6	7,6	7,7	8,3				
13-24	-0,04	-0,07	-0,02	-0,07	-0,06	-0,08	0,12	0,07	0,13	0,03	0,13	-0,03	-0,01				
ST.E.	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08				
Q	8,6	9,6	9,7	10,6	11,4	12,8	15,6	16,5	19,9	20,1	20,2	20,2	20,2				
25-36	-0,07	0,06	-0,06	-0,01	-0,02	0,02	0,02	-0,04	-0,10	0,03	-0,10	-0,16	-0,06				
ST.E.	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09				
Q	21,2	21,9	22,7	22,7	22,8	22,9	23,1	23,3	25,7	25,8	31,5	32,2	32,2				
37-48	-0,02	0,04	-0,05	0,03	-0,00	0,04	-0,04	-0,15	0,11	-0,11	-0,02	-0,07	-0,07				
ST.E.	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09				
Q	32,3	32,6	33,2	33,5	33,5	33,9	34,3	39,7	42,5	45,3	45,4	46,5	46,5				
49-50	0,04	0,01															
ST.E.	0,09	0,09															
Q	46,9	47,0															

Q = Estadístico de Ljung-Box.

nado, o, equivalentemente, una disminución de la tasa de crecimiento anual de más de 4 puntos, durante el período de diciembre de 1979 a agosto de 1982.

A.2. *Variable artificial para el truncamiento tendencial motivado por diversas causas: medidas de política económica adoptadas en el segundo semestre de 1989, crisis y posterior guerra del Golfo, recesión económica internacional: T89129103*

Esta variable toma el valor cero desde enero de 1975 hasta noviembre de 1989, los valores 1, 2, ..., 16 desde diciembre de 1989 hasta marzo de 1991¹⁹ y a partir de este mes toma siempre el valor 16.

Los efectos de las causas mencionadas son una disminución de 0.46 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento medio mensual del IPI durante los dieciséis meses que comienzan en diciembre de 1989, lo que equivale a una reducción de más de 5.5 puntos porcentuales en el ritmo de crecimiento anual de esta variable, entre noviembre de 1989 y marzo de 1991.

B. *Variables artificiales que afectan a la estacionalidad y al nivel*

B.1. *Variable artificial para captar el cambio estacional de los veranos a partir de 1980: SS8007*

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.

De acuerdo con los coeficientes del modelo, se estima una caída permanente del 8.6 por cien en el nivel de la producción industrial de los meses de agosto y una elevación del 2.3 por cien en el correspondiente a los meses de julio desde 1980. Los datos no permiten discriminar cómo se reparte la diferencia entre el resto de los meses, por lo que se supondrá que se hace de forma uniforme.

B.2. *Variable artificial para el cambio estacional de los veranos a partir de 1986: SS8607*

Con esta variable se pretende recoger el cambio estacional observado desde 1986 en los veranos. Toma el valor uno en los meses de julio del año 1986 y siguientes y cero en el resto de meses.

¹⁹ Aunque el modelo se ha estimado hasta diciembre de 1990, se disponían de observaciones hasta diciembre de 1991, por lo que ha sido posible fijar el mes en el que la variable de tendencia considerada se trunca. Este hecho no tiene ningún efecto sobre la estimación pero resulta trascendental en la predicción.

Este cambio estacional consiste en un aumento permanente de la producción de los meses de julio desde 1986 —estimado en un 3,2 por cien— que casi se compensa totalmente con una caída del 2,6 por cien en los meses de agosto. Como antes, la diferencia se reparte de forma uniforme entre los otros diez meses restantes del año.

B.3. Variable artificial para el efecto Pascua: HSS

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 1989—, la variable HSS toma, en dicho año, el valor uno en marzo y cero en abril; ahora bien, si ocurre como en el año 1988 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 dividiendo por 5,25 el valor resultante de sumar los coeficientes de ponderación relativos a los días que corresponden a cada mes. En el cuadro 7.6 se recogen los valores que toma esta variable.

El efecto total de la Semana Santa se estima en una reducción del 4,6 por cien del nivel de la producción industrial, caída que se

CUADRO 7.6. Valores que toma la variable artificial para el efecto Pascua en los meses de marzo y abril de 1975 a 1992

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

distribuye entre marzo y abril de la forma que se ha señalado anteriormente.

B.4. Variables artificiales para captar el efecto de calendario: DL, DM, DMX, DJ, DV, DS, DSS

A estas siete variables se les denomina variables de calendario y con ellas se intenta captar la influencia que la distinta composición y longitud de los meses ejercen sobre la actividad industrial medida a través del IPI. Existen diversas formas de estimar dicho efecto²⁰; en este caso, se ha seguido la de Hillmer et al. (1982), cuyo desarrollo se ha estudiado en el capítulo 4.

El valor que toman las seis primeras variables, en cada mes t , es igual a la diferencia entre el número de lunes y domingos, para DL; el número de martes y domingos, para DM; etc. El valor que toma la séptima variable, DSS, es el número de días de cada mes.

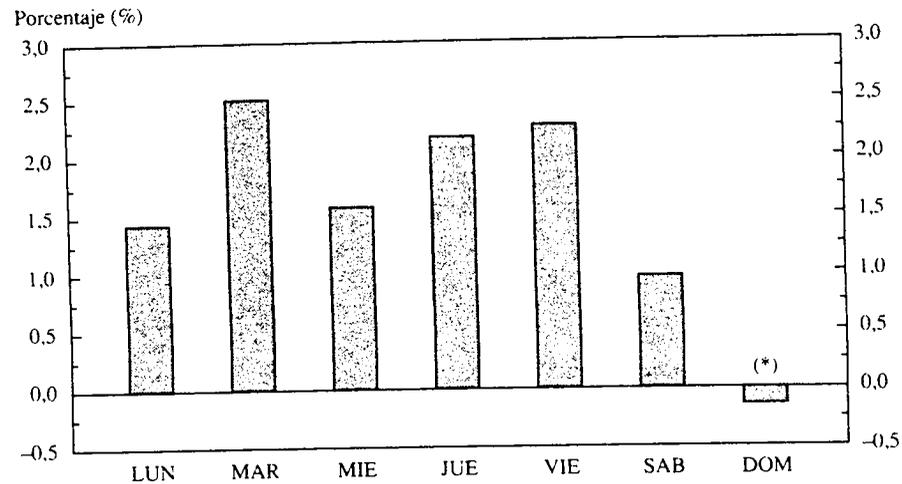
El efecto del calendario sobre la producción industrial se representa en los gráficos 7.4a y 7.4b. En el primero se expone la influencia de un día adicional sobre la producción industrial según el tipo de día que se trate; así, si el día adicional fuera lunes, martes, ..., o sábado, se esperaría un aumento de la producción industrial de dicho mes, respectivamente, del 1,4, 2,5, 1,6, 2,2, 2,3 y 1 por cien; la contribución del domingo sería reducir el valor del índice de producción industrial en un 0,1 por cien²¹.

En el gráfico 7.4b se representa el ciclo estacional semanal de la producción industrial implícito en el gráfico anterior.

²⁰ Véase Young (1965), Hillmer et al. (1982) y Cleveland y Grupe (1982).

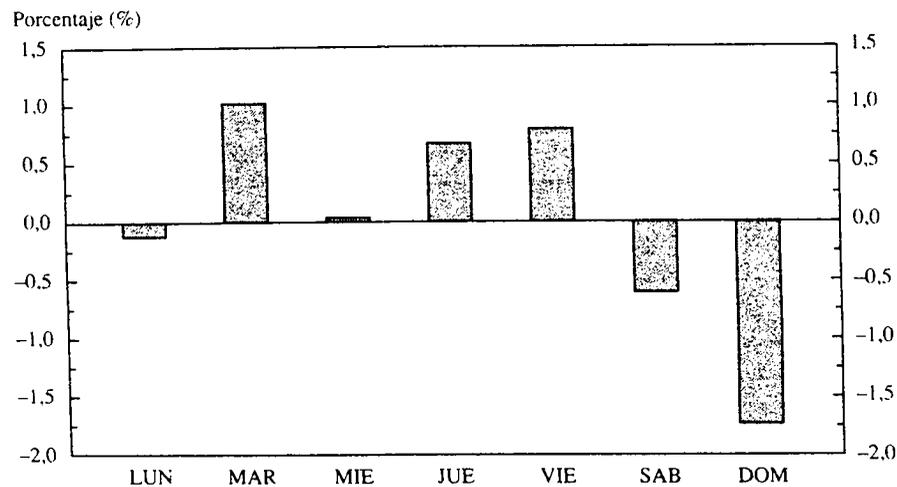
²¹ Obsérvese que dicho efecto es prácticamente despreciable; de hecho, no se rechaza estadísticamente el valor cero.

GRÁFICO 7.4a. Índice de Producción Industrial: Efecto de calendario (efecto total del día de la semana).



(*) No se rechaza estadísticamente la hipótesis de efecto nulo.

GRÁFICO 7.4b. Índice de Producción Industrial: Efecto de calendario (efecto estacional diario).



B.5. Variables artificiales para captar los efectos de las fiestas intrasemanales: DFFN y DFFA

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 sesenta por cien o más del territorio nacional²². En la construcción de ambas variables no se cuentan las fiestas que caen en sábado o domingo. En el cuadro 7.7 se representan los valores de estas dos variables para los años 1988 a 1994²³.

El efecto sobre la producción industrial de un día festivo distinto del sábado y domingo se estima en una reducción del 2,6 por cien, si se trata de una fiesta estatal, y del 1,7 por cien si es autonómica.

CUADRO 7.7. Variables que captan el efecto de días festivos intrasemanales estatales (DFFN) y autonómicos (DFFA)

Año	DFFN											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1988	2	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	2
1989	1	0	0	0	1	0	0	1	0	1	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	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1
1993	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
1994	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1

Año	DFFA											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
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	0	0	0	0	0	0	0
1991	1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
1992	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
1993	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
1994	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1

²² Para que una fiesta no estatal sea tenida en cuenta a la hora de construir la variable DFFA ha de afectar al sesenta por cien o más de la población del territorio nacional. Los días festivos pueden tener efectos distintos según el día de la semana (véase Cancelo y Espasa (1991a)), pero tal hecho no se ha tenido en cuenta al construir las correspondientes variables artificiales.

²³ Estos valores han sido obtenidos por M. L. Rojo a quien estamos agradecidos por habernos permitido su utilización. Los valores de estas variables para el periodo 1975 a 1987 se pueden encontrar en Morales et al. (1989).

C. Variables artificiales que se asignan al componente irregular

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

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.

Tal y como se expuso en el epígrafe 2.6, este efecto es transitorio -- se concentra en los meses mencionados-- y se estima en una reducción del nivel del IPI del 5,1 y 3,3 por cien en febrero y diciembre de 1979, respectivamente, y en una elevación del 3,7 por cien en septiembre de 1982 y del 4,8 por cien en agosto de 1984.

En resumen, el modelo univariante con análisis de intervención que se propone para explicar el comportamiento observado del IPI, y que se utilizará, entre otras cosas, para obtener predicciones a distintos horizontes, pone de manifiesto la presencia de unos componentes tendencial y estacional con elementos estocásticos y deterministas.

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.

7.3. Estimación de la tendencia y de los factores estacionales mensuales del Índice de Producción Industrial

7.3.1. Estimación de tendencia y estacionalidad en series temporales cuando ambos componentes tienen parte determinista y parte estocástica

Existen fundamentalmente tres métodos²⁴ de abordar el problema de la estimación de componentes estocásticos de una serie temporal: empiricistas (X-11 y X-11ARIMA); y basados en modelos: a) de forma reducida; y, b) estructurales. Ahora bien, en el capítulo 4 se vio que, con independencia del procedimiento empleado, si del proceso de modelización de la serie temporal se desprende que los componentes de ésta tienen una estructura mixta (determinista y estocástica) la

²⁴ Véase capítulo 4 para una exposición detallada de tales procedimientos.

forma adecuada de actuación consiste en corregir la serie observada, eliminando la influencia de los efectos deterministas, antes de proceder a la estimación de los componentes estocásticos.

Una vez se tiene la serie corregida, se obtiene una estimación de un componente estacional y de un componente no estacional, siendo ambos puramente estocásticos. Este último, a su vez, está formado por la tendencia y el elemento irregular. Finalmente, a estos componentes estocásticos se les añaden los diversos efectos de los componentes deterministas presentes en el modelo, para llegar a la estimación final de la tendencia, la estacionalidad y el componente irregular de la serie original.

Obsérvese que tal forma de proceder exige tener presente sobre qué componentes de la serie original ejercen sus efectos cada uno de los elementos deterministas incluidos en el modelo. Dado que la serie sobre la que se extraen las señales estocásticas es una serie limpia de tales efectos, habrá que imputar a cada componente estimado para dicha serie corregida los correspondientes efectos deterministas previamente eliminados, llegando así, en este caso, a los componentes finales del IPI²⁵.

A continuación, se expone de forma detallada cada uno de los efectos, tendencial, estacional e irregular, que producen las distintas variables artificiales incluidas en el modelo.

7.3.2. Factores deterministas tendenciales y estacionales del Índice de Producción Industrial

A. Variable artificial para el efecto Pascua

Seguendo a Hillmer et al. (1982), esta variable se puede descomponer de la siguiente manera, en cada momento del tiempo t :

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

donde

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

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

$$H3 = 1/12,$$

²⁵ En esta sección el objetivo es estimar la tendencia, estacionalidad y componente irregular finales del IPI pero no debe olvidarse que, al disponer del modelo presentado en el cuadro 7.4, es posible elaborar un conjunto de series que pueden tener interés por sí mismas: IPI corregido de efecto Pascua, IPI corregido de efecto calendario, IPI corregido de efectos tendenciales deterministas, IPI corregido de efectos estacionales deterministas, y todas aquellas resultantes de corregir el IPI por un efecto combinado de alguno de los antedichos.

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 por cien, y en abril el 71 por cien.

En consecuencia, denominando w_1 al coeficiente estimado para la variable HSS en el modelo, se tiene que el efecto conjunto —representado 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 $E3$ mide la influencia sobre el nivel (efecto tendencial).

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

A partir del modelo estimado, concentrándose en la variable SS8007 y olvidándose del resto de variables, se puede escribir:

$$(1-L)(1-L^{12}) \ln IPI = \dots + (w_2 + w_3 L)(1-L)(1-L^{12}) SS8007 + \dots$$

donde w_2 y w_3 , los coeficientes estimados, miden, respectivamente, los cambios en $\ln IPI$ en los meses de julio y agosto a partir del año 1980.

Dado que la suma de los dos coeficientes no es nula, esta variable tiene efecto sobre el componente estacional y sobre el nivel. Para estimar dichos efectos se ha de proceder de la siguiente manera.

La suma de los dos coeficientes w_2 y w_3 , dividida por doce, ofrece como resultado el efecto mensual sobre $\ln IPI$ que se deriva de la variable SS8007; por su carácter constante deberá asignarse al nivel o tendencia de la serie. Este efecto se evalúa en:

$$\bar{h}1 = \frac{w_2 + w_3}{12} = \frac{0,0233 - 0,0858}{12} = -0,0052083$$

Para determinar el efecto mensual estacional basta tener presente que lo característico del mismo es que ha de compensarse cada doce meses consecutivos. Así, representando por $\delta 1_j$ la influencia estacional sobre $\ln IPI$ de la variable SS8007 en cada uno de los meses del año, y teniendo en cuenta el requisito anterior, se llega a que:

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

donde:

$$\begin{aligned} h_j &= 0; & j &\neq 7 \text{ y } 8; \\ h_7 &= w_2 = 0,0233; \\ h_8 &= w_3 = -0,0858; \end{aligned}$$

esto es, $\delta 1_j$ se obtiene restando al efecto mensual estimado, la media anual; así se garantiza que la suma de cada doce meses consecutivos de los $\delta 1_j$ sea nula, por lo que tiene consideración estacional.

En resumen, esta variable tiene un efecto sobre el nivel o tendencia de la serie ($\bar{h}1$) y sobre la estacionalidad ($\delta 1_j$). Estos últimos coeficientes se representan en el cuadro 7.8.

CUADRO 7.8. Coeficientes estacionales estimados por motivo del cambio estacional de los veranos

A) A partir del año 1980	
Mes	$\delta 1_j$
Enero	0,0052083
Febrero	0,0052083
Marzo	0,0052083
Abril	0,0052083
Mayo	0,0052083
Junio	0,0052083
Julio	0,0285083
Agosto	-0,0805916
Septiembre	0,0052083
Octubre	0,0052083
Noviembre	0,0052083
Diciembre	0,0052083
B) A partir del año 1986	
Mes	$\delta 2_j$
Enero	-0,0005083
Febrero	-0,0005083
Marzo	-0,0005083
Abril	-0,0005083
Mayo	-0,0005083
Junio	-0,0005083
Julio	0,0314916
Agosto	-0,0264083
Septiembre	-0,0005083
Octubre	-0,0005083
Noviembre	-0,0005083
Diciembre	-0,0005083

C. *Cambio estacional de los veranos a partir del año 1986 (SS8607)*

Siguiendo un procedimiento similar al del apartado anterior se llega a los coeficientes $\delta 2_j$ que se representan en el cuadro 7.8. Como se puede ver en la parte B) de dicho cuadro, el cambio estacional se concentra fundamentalmente en julio y agosto, siendo prácticamente despreciable en el resto de los meses. Obsérvese que en este caso el efecto mensual sobre el nivel ($\bar{i}2$) en ln IPI es muy pequeño: se estima en 0,0005083.

D. *Cambio tendencial de enero de 1980 a agosto de 1982 (T80018208)*

Al igual que se hizo anteriormente, considerando solamente una parte del modelo:

$$(1-L)(1-L^{12}) \ln IPI = \dots + w_6(1-L)(1-L^{12}) T80018208 + \dots$$

se observa que, al venir afectada por el mismo número de diferencias que la variable modelizada, la variable de tendencia truncada afecta directamente a ln IPI, siendo tal efecto igual a $w_6 T80018208$.

E. *Cambio tendencial de diciembre de 1989 a marzo de 1991: T89129103*

Procediendo de forma similar al caso anterior, se tiene que el efecto de este cambio tendencial viene dado por

$$w_7 T89129103$$

F. *Calendario*

Para distinguir los efectos sobre los componentes no observables de la serie que inducen las variables de calendario, se parte de la 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 $w_8, w_9, w_{10}, w_{11}, w_{12}, w_{13}$ y w_{14} a los coeficientes que afectan a las variables DL, DM, DMX, DJ,

DV, DS y DSS, se tiene que el efecto conjunto de estas variables se puede descomponer en:

$$TD_t = w_8 DL_t + w_9 DM_t + w_{10} DMX_t + w_{11} DJ_t + w_{12} DV_t + w_{13} DS_t + w_{14} LF_t + w_{14} \left(DSS_t - LF_t - \frac{365,25}{12} \right) + w_{14} \frac{365,25}{12}.$$

En esta expresión, el último sumando es una constante —efecto sobre el nivel o tendencia de la serie—, el anterior es tal que suma cero cada doce periodos consecutivos —se trata, pues, de un efecto estacional— y, finalmente, el resto representa conjuntamente el efecto calendario puro.

G. *Fiestas intrasemanales (DFFN y DFFA)*

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

Sean N_t y A_t unas variables cuyos valores son constantes dentro de cada año natural, e iguales al número de fiestas intrasemanales estatales y autonómicas respectivamente, del año en cuestión; es decir, si en el año 1990 el número de fiestas estatales fue siete 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 7.9 se presentan los valores de dichas variables para los años 1988 a 1994²⁶.

Denominando 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, $FPN_t = DFFN_t/N_t$; y, $FPA_t = DFFA_t/A_t$ —, es posible escribir:

$$\begin{aligned} DFFN_t &= N_t(FPN_t - 1/12) + 1/12N_t \\ DFFA_t &= A_t(FPA_t - 1/12) + 1/12A_t \end{aligned}$$

pues bien, los términos entre paréntesis suman aproximadamente cero cada doce periodos consecutivos —suman cero dentro del año natural— por lo que el efecto del primer sumando puede considerarse de carácter estacional; el segundo sumando en ambas expresiones es una constante y afecta por lo tanto al nivel de la variable.

²⁶ Los valores de estas variables para el periodo 1975 a 1987 se pueden encontrar en Morales et al. (1989).

CUADRO 7.9. Total de fiestas estatales (N) y autonómicas (A) en cada año natural

Año	N _t											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1988	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7
1989	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
1990	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7
1991	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6
1992	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6
1993	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
1994	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5

Año	A _t											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DIC
1988	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
1989	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
1990	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
1991	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
1992	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
1993	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
1994	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Así, siendo w₁₅ y w₁₆ los coeficientes estimados para DFFN y DFFA, los efectos estacionales de ambas variables vendrán dados en cada mes t por

$$w_{15} N_t (FPN_t - 1/12);$$

y,

$$w_{16} A_t (FPA_t - 1/12).$$

Una vez identificados los distintos efectos sobre ln IPI, es aconsejable agruparlos por componentes y expresarlos en términos de la serie observada, el IPI, ya que es para esta variable para la que se desea estimar los componentes no observables. En el cuadro 7.10 se exponen de forma esquemática los distintos factores deterministas previos, cuyos valores (multiplicados por cien) se listan en el apéndice y se representan en los gráficos 7.5 y 7.6.

De acuerdo con lo expuesto en el cuadro 7.10, los factores determinísticos totales (FDP) vendrían dados por la expresión

$$FDP_t = FTDP_t * FEDP_t * FIDP_t$$

y, de aquí, la serie del índice de producción industrial corregida de todos los efectos inducidos por las variables artificiales será

$$IPICT_t = IPI_t / FDP_t$$

CUADRO 7.10. Factores deterministas previos

A) Tendenciales	
a)	Por cambio de enero 1980 a agosto de 1982 $PT1_t = \exp(-0.0035 * T80018208)$
b)	Por cambio de diciembre 1989 a marzo 1991 $PT2_t = \exp(-0.0046 * T89129103)$
c)	Por fiestas intrasemanales
c.1)	Estatales $PN_t = \exp(-0.0259 * N_t / 12)$
c.2)	Autonómicas $PA_t = \exp(-0.0167 * A_t / 12)$
c.3)	Total $PFT_t = PN_t * PA_t$
d)	Por cambio estacional de los veranos
d.1)	A partir del año 1980 $PVH1_t = \exp(h1) = \exp(-0.0052083)$
d.2)	A partir del año 1986 $PVH2_t = \exp(h2) = \exp(0.0005083)$
d.3)	Total $PVH_t = PVH1_t * PVH2_t$
e)	Totales $FTDP_t = PT1_t * PT2_t * PFT_t * PVH_t$
B) Estacionales	
a)	Por Semana Santa (Pascua) $PH12_t = \exp(-0.0455 * (H1 + H2))$
b)	Por cambio estacional de los veranos
b.1)	A partir del año 1980 $PV1_t = \exp(\delta1_t)$
b.2)	A partir del año 1986 $PV2_t = \exp(\delta2_t)$
b.3)	Total $PV_t = PV1_t * PV2_t$
c)	Por efecto de calendario $PC_t = \exp[-0.0011 DL_t + 0.0096 DM_t + 0.0003 DMX_t + 0.0064 DJ_t + 0.0075 DV_t - 0.0058 DS_t + 0.0155 LF_t + 0.0155(DSS_t - LF_t - (365,25/12))]$

d) Por fiestas intrasemanales

d.1) Estatales
 $PFN_t = \exp[-0.0259N_t(FPN_t - 1/12)]$

d.2) Autonómicas
 $PFA_t = \exp[-0.0167A_t(FPA_t - 1/12)]$

d.3) Total
 $PFE_t = PFN_t * PFA_t$

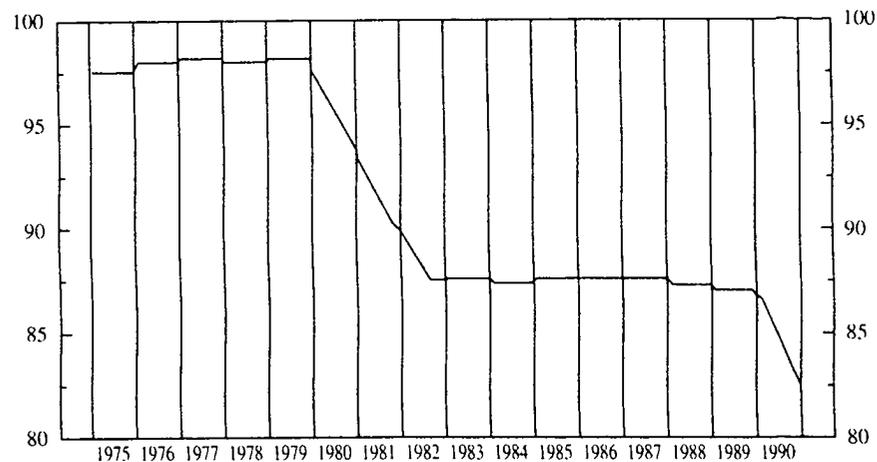
e) Totales

$$FEDP_t = PH_{12_t} * PV_t * PC_t * PFE_t$$

C) Componente irregular

$$FIDP_t = \exp(-0.0507 * D7902 - 0.0329 * D7912 + 0.0367 * D8209 + 0.048 * D8408)$$

GRÁFICO 7.5. Índice de Producción Industrial (factores tendenciales deterministas).



7.3.3. Tendencia y factores estacionales finales del Índice de Producción Industrial

La serie resultante de corregir el IPI observado por todos los factores previos del punto anterior, esto es la variable $IPIC_{t,}$ viene generada por un modelo puramente estocástico y se puede proceder a estimar sus componentes tendencial, estacional e irregular. En el gráfico 7.7 se presentan las tendencias del IPI estimadas por tres

GRÁFICO 7.6. Índice de Producción Industrial (factores estacionales deterministas).

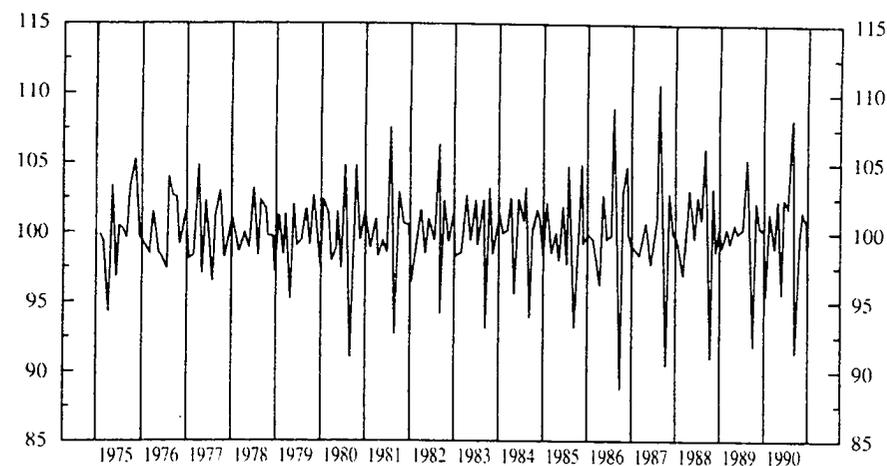
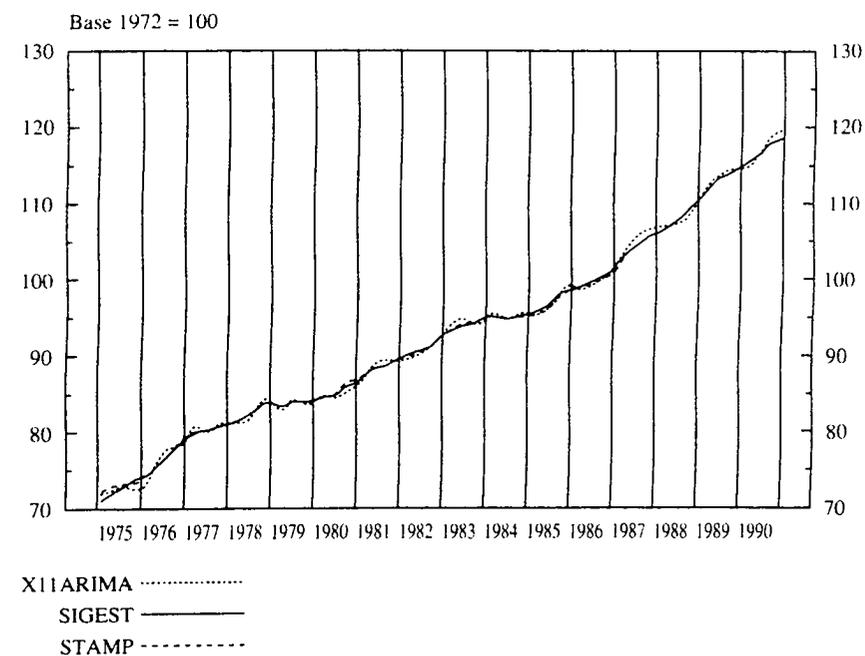


GRÁFICO 7.7. Índice de Producción Industrial: Tendencia estocástica (estimaciones por diferentes procedimientos).



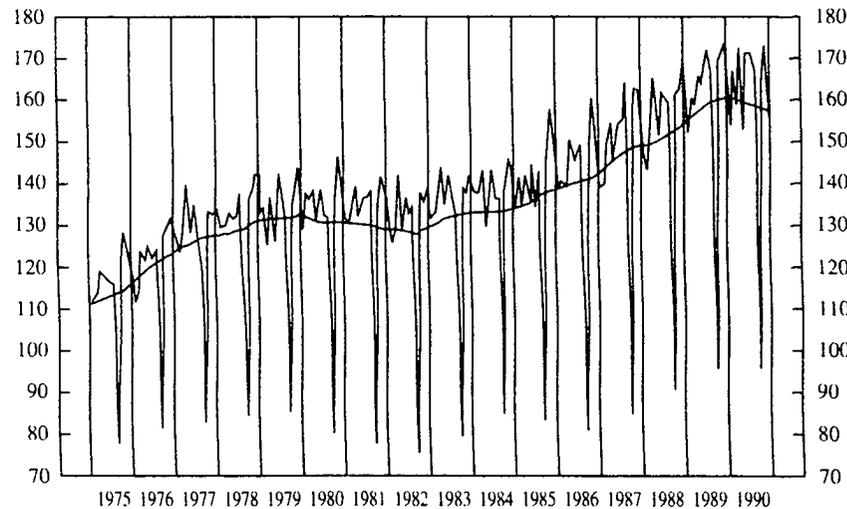
procedimientos: X11ARIMA, SIGEST y STAMP²⁷. Si bien no se aprecian diferencias sustanciales en el gráfico, sí es posible observar que las tendencias extraídas por X11ARIMA y STAMP oscilan alrededor de la estimada con el programa SIGEST que proporciona así una línea de nivel más suave para el IPI; por esta razón, este último ha sido el procedimiento finalmente elegido.

Los componentes obtenidos por este método para la serie corregida del índice de producción industrial son estocásticos, en contraposición a los anteriores que tenían carácter determinista. Obviamente, los componentes finales se obtienen integrando los correspondientes componentes estocásticos y deterministas.

Así, denominando $F12$ a la tendencia estocástica estimada por el programa SIGEST, tenemos que la tendencia de la serie original —que se representa en los gráficos 7.8a y 7.8b— se obtendrá a partir de la expresión:

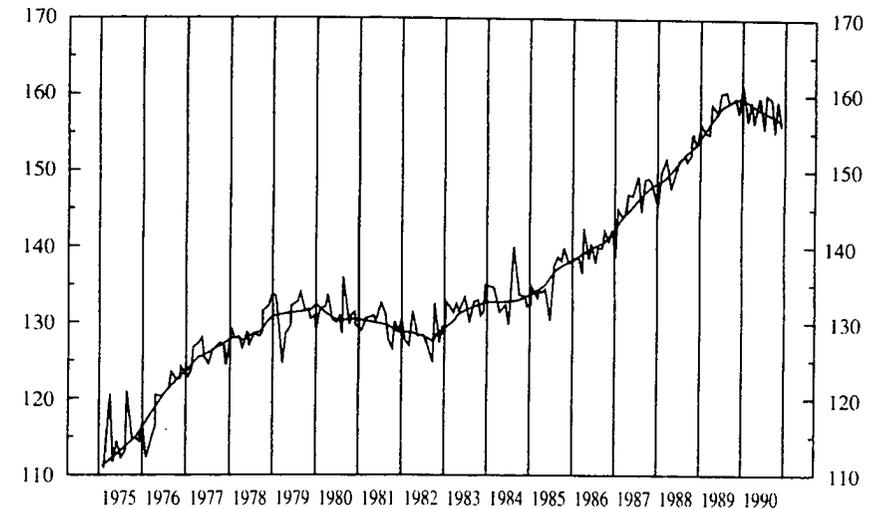
$$TEND_t = F12_t * FTDP_t,$$

GRÁFICO 7.8a. Índice de Producción Industrial (serie original y tendencia).



²⁷ Estos procedimientos han sido desarrollados bajo la dirección de Dagum, Burman y Harvey, respectivamente. Los tres se corresponden, por este orden, con los denominados empiricistas, basados en modelos de forma reducida y en modelos estructurales, y están disponibles para ordenador personal.

GRÁFICO 7.8b. Índice de Producción Industrial (serie ajustada y tendencia).



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

$$FACTES_t = F10_t * FEDP_t,$$

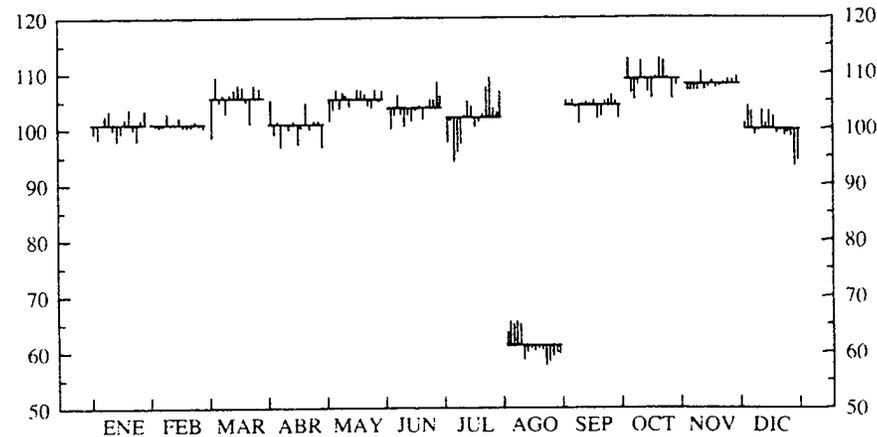
donde $F10$, representa la serie de factores estacionales estocásticos obtenida por aplicación del procedimiento de Burman a la serie corregida.

En los gráficos 7.9a y 7.10 se ofrecen los factores estacionales en desviaciones respecto a la media y en nivel; en el gráfico 7.9b se representan los factores estacionales estocásticos obtenidos con el procedimiento de Burman, también en desviaciones respecto a la media. De la simple observación de estos últimos dos gráficos se desprende que la variabilidad mostrada por los factores estacionales finales (gráfico 7.9a) viene causada casi de forma exclusiva por los elementos deterministas, ya que los factores estacionales estocásticos evolucionan muy lentamente a lo largo de los años (gráfico 7.9b), a excepción quizás del mes de diciembre.

Finalmente, el componente irregular —representado 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

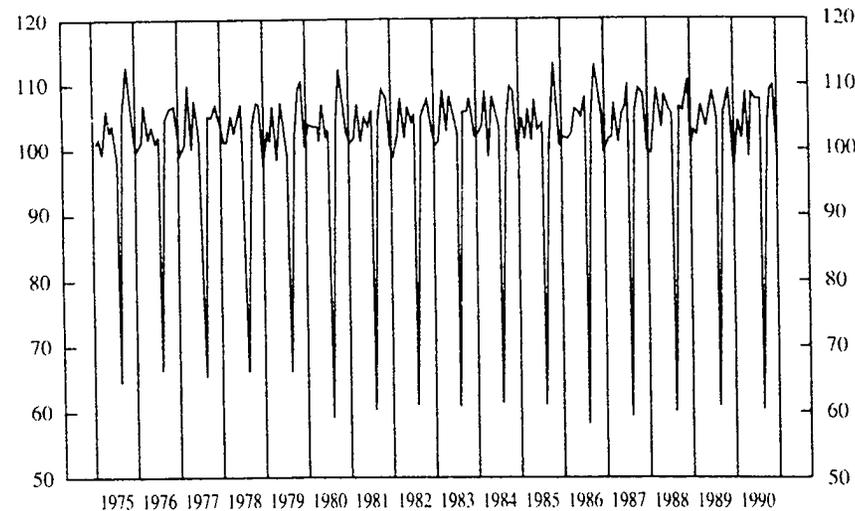
$$IRF_t = F13_t * FIDP_t.$$

GRÁFICO 7.9a. Índice de Producción Industrial (factores estacionales estocásticos).



En desviaciones respecto a la media

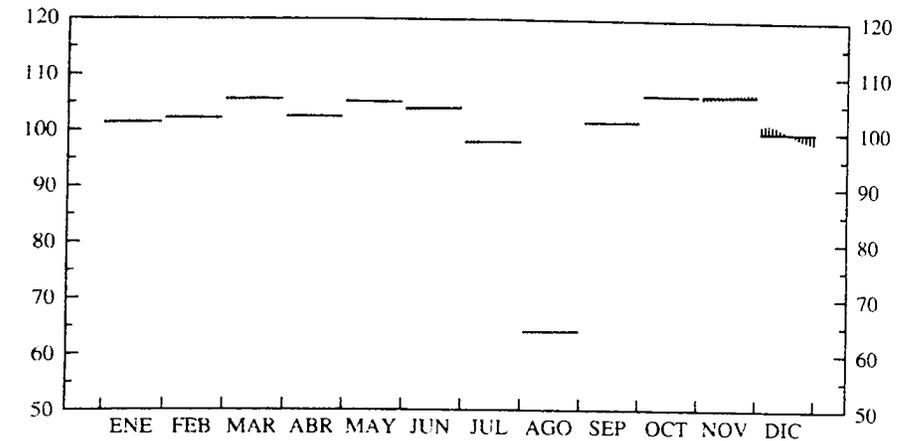
GRÁFICO 7.9b. Índice de Producción Industrial (factores estacionales finales).



Una idea de la importancia de este último componente para la serie del IPI la ofrece el gráfico 7.8b, donde se representan conjuntamente la tendencia y la serie ajustada de estacionalidad, con lo que el elemento irregular es la diferencia entre ambas líneas. La serie ajustada de estacionalidad se obtiene a partir de la siguiente expresión:

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

GRÁFICO 7.10. Índice de Producción Industrial (factores estacionales finales).



En desviaciones respecto a la media

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 7.11.

7.4. La «señal de coyuntura» del Índice de Producción Industrial

Del modelo especificado para el índice de producción industrial se desprende que esta variable es integrada de orden (2, 0), según la notación expuesta en el capítulo 2, en forma abreviada $I(2, 0)$. Para estas variables se cumple que el nivel no tiende a un equilibrio estable a largo plazo, siendo entonces de interés establecer el análisis en términos de una tasa de crecimiento ya que ésta sí tiende a un valor estable, el cual cambia con el momento del tiempo en que se realiza la predicción.

En consecuencia, la discusión acerca de cuál es la «señal de coyuntura» del IPI está íntimamente ligada a la elección de una tasa de crecimiento. Surgen, entonces, dos cuestiones: a) cuál debe ser esa tasa de crecimiento; y, b) sobre qué indicador de nivel del IPI hay que calcular dicha tasa.

En lo que respecta a la segunda cuestión, tres son los candidatos: la serie observada, la serie ajustada de estacionalidad y la tendencia. En cuanto a la primera pregunta, la discusión se plantea entre distintas tasas que miden crecimientos anuales; no debe olvidarse que el

CUADRO 7.11. *Índice de producción industrial*

Serie original y componentes finales

Año	SERIE ORIGINAL											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1975	111,8	114,1	119,8	118,4	117,4	116,7	111,2	77,5	120,1	129,5	121,6	118,8
1976	112,2	115,4	124,2	122,7	125,3	122,5	124,1	81,3	128,1	130,6	132,9	127,8
1977	123,0	128,8	140,8	128,5	135,6	128,9	119,5	82,5	133,9	134,0	133,2	134,8
1978	130,0	130,4	133,7	131,7	133,0	137,8	123,9	84,7	136,8	141,7	142,8	131,9
1979	134,8	125,9	137,6	126,6	142,6	136,9	131,0	86,3	133,7	429,0	144,8	128,3
1980	137,7	137,3	139,1	132,5	139,4	133,5	133,0	79,9	135,8	147,4	140,9	133,4
1981	130,4	132,8	140,2	132,3	136,9	136,8	139,5	77,0	133,5	142,4	139,4	132,9
1982	126,3	129,3	142,5	130,6	137,1	133,3	134,5	75,8	139,1	135,7	140,1	131,8
1983	133,5	133,0	144,6	134,9	142,6	138,7	132,1	79,7	140,2	138,6	142,0	138,3
1984	138,1	139,2	143,6	130,2	143,4	136,6	137,0	85,1	136,3	146,3	144,0	131,8
1985	141,5	135,0	142,3	135,4	144,7	133,8	142,9	83,6	141,0	158,0	148,3	137,7
1986	141,1	140,5	139,8	151,0	145,6	147,6	149,5	80,5	147,1	160,2	151,5	140,6
1987	139,9	146,8	154,0	145,9	153,7	155,2	164,2	84,8	157,1	162,8	161,4	147,0
1988	143,9	154,0	165,1	151,6	161,6	160,1	158,9	90,1	160,9	161,0	168,9	150,8
1989	160,8	157,7	165,1	163,1	167,3	171,9	167,0	95,9	167,6	171,3	173,8	148,0
1990	167,7	157,9	173,0	153,2	171,0	170,9	166,8	95,4	163,4	168,8	174,3	147,5
FACTORES ESTACIONALES												
Año	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1975	100,8	101,4	99,1	106,1	102,2	103,8	98,0	64,0	104,8	112,5	106,4	101,2
1976	99,8	100,8	106,7	101,4	103,7	101,0	101,9	65,8	104,2	106,0	106,5	103,9
1977	99,0	100,8	110,1	99,9	107,7	103,1	94,4	65,0	104,7	104,9	106,5	103,1
1978	100,9	101,0	105,3	102,1	104,1	107,0	96,3	65,6	103,6	106,8	106,6	98,2
1979	102,5	100,8	106,6	97,6	107,3	102,9	97,6	65,3	100,8	108,3	110,0	99,5
1980	103,7	103,4	103,3	101,1	106,7	101,4	102,8	58,3	104,2	112,1	106,5	102,8
1981	100,6	101,3	106,8	100,6	104,5	102,8	105,6	59,5	104,6	108,8	107,4	100,9
1982	98,2	101,0	107,5	101,1	106,0	103,7	104,8	60,3	104,2	105,0	107,3	102,8
1983	100,0	100,9	108,6	102,0	107,5	103,3	100,7	59,9	105,0	105,0	107,4	101,8
1984	101,9	102,7	108,4	98,0	107,6	104,7	101,7	60,4	101,5	108,9	108,1	98,5
1985	104,2	100,8	105,5	100,4	107,1	102,0	103,3	60,0	101,9	112,4	106,7	99,5
1986	101,2	100,8	101,6	105,3	104,7	104,4	107,6	57,2	104,7	112,1	107,1	98,4
1987	100,5	100,7	106,2	100,2	104,0	105,5	109,2	58,3	105,0	108,5	107,8	98,9
1988	98,4	102,3	108,6	102,0	107,7	105,6	104,5	58,9	105,7	105,2	108,4	98,1
1989	102,0	100,9	106,1	102,1	105,3	108,4	103,8	59,6	104,7	107,0	107,0	93,4
1990	103,4	100,5	108,1	97,6	107,5	106,7	106,7	59,3	102,0	108,4	108,9	94,7
SERIE AJUSTADA DE ESTACIONALIDAD												
Año	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1975	110,9	112,6	120,9	111,6	114,9	112,4	113,5	121,1	114,6	115,1	114,3	117,4
1976	112,4	114,5	116,4	121,0	120,9	121,3	121,7	123,6	122,9	123,2	124,8	123,0
1977	124,2	127,8	127,8	128,7	126,0	125,0	126,6	126,9	127,9	127,8	125,0	130,8
1978	128,8	129,1	127,0	129,0	127,8	128,8	128,7	129,1	132,0	132,7	134,0	134,3
1979	131,5	124,9	129,1	129,6	132,9	133,0	134,2	132,2	132,6	131,1	131,6	129,0
1980	132,8	132,8	134,6	131,0	130,7	131,7	129,4	136,9	130,3	131,5	132,3	129,8
1981	129,6	131,1	131,2	131,5	131,0	133,1	132,1	129,4	127,6	130,9	129,8	131,7
1982	128,6	128,0	132,5	129,2	129,3	128,5	128,4	125,6	133,5	128,0	130,6	128,2
1983	133,5	131,8	133,1	132,3	132,6	134,3	131,2	133,2	133,6	131,9	132,2	135,8
1984	135,6	135,5	132,5	132,8	133,3	130,5	134,7	140,8	134,2	134,4	133,2	133,8
1985	135,9	133,9	134,8	134,8	135,2	131,1	138,3	139,3	138,4	140,6	138,9	138,4
1986	139,4	139,4	137,6	143,4	139,1	141,4	139,0	140,7	140,5	142,9	141,5	142,9

Año	SERIE ORIGINAL											
	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1987	139,2	145,7	144,9	145,6	147,7	147,2	150,3	145,3	149,6	150,0	149,7	148,6
1988	146,3	150,5	152,0	148,6	150,0	151,7	152,0	153,0	152,2	153,0	155,8	153,8
1989	157,7	156,2	155,7	159,7	158,9	158,6	160,9	161,0	160,0	160,1	160,3	158,4
1990	162,1	157,2	160,0	156,9	159,1	160,2	156,3	160,8	160,3	155,8	160,1	155,8
TENDENCIA												
Año	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1975	111,6	112,0	122,4	112,7	113,1	113,5	113,9	114,3	114,8	115,2	115,7	116,2
1976	117,2	117,8	118,5	119,3	120,1	120,8	121,4	122,1	122,6	123,1	123,6	124,1
1977	124,9	125,5	125,9	126,2	126,3	126,5	126,7	127,0	127,2	127,5	127,8	128,1
1978	128,1	128,3	128,5	128,7	129,0	129,3	129,7	130,1	130,6	131,0	131,3	131,5
1979	131,7	131,6	131,6	131,7	132,0	132,2	132,4	132,5	132,6	132,7	132,9	132,2
1980	132,6	132,5	132,2	131,9	131,7	131,5	131,3	131,2	131,2	131,1	131,1	131,0
1981	130,7	130,7	130,8	130,8	130,8	130,7	130,5	130,3	130,0	129,9	129,8	129,7
1982	129,7	129,6	129,5	129,3	129,0	128,7	128,5	128,3	128,7	129,1	129,6	130,1
1983	130,8	131,3	131,6	131,9	132,2	132,4	132,6	132,7	132,9	133,1	133,3	133,6
1984	133,5	133,5	133,4	133,4	133,4	133,4	133,6	133,8	133,9	134,1	134,2	134,4
1985	134,9	135,2	135,4	135,8	136,3	136,8	137,3	137,8	138,2	138,5	138,7	139,0
1986	139,2	139,4	139,7	140,0	140,3	140,5	140,8	141,1	141,6	142,0	142,5	143,1
1987	143,7	144,3	145,0	145,6	146,3	146,9	147,3	147,8	148,2	148,6	148,9	149,2
1988	149,2	149,6	150,1	150,5	150,9	151,5	152,1	152,6	153,2	153,8	154,5	155,2
1989	155,6	156,2	156,9	157,5	158,1	158,6	159,1	159,5	159,8	160,1	160,3	159,9
1990	160,1	159,7	159,3	159,1	158,9	158,7	158,6	158,4	158,2	157,9	157,5	157,2
COMPONENTE IRREGULAR												
Año	ENE	FEB	MAR	ABR	MAY	JUN	JUL	AGO	SEP	OCT	NOV	DEC
1975	99,3	100,4	107,5	98,9	101,5	99,0	99,5	105,9	99,8	99,8	98,7	100,9
1976	95,8	97,2	98,2	101,4	100,6	100,4	100,2	101,2	100,2	100,0	100,8	99,0
1977	99,3	101,8	101,5	101,9	99,6	98,7	99,9	99,9	100,4	100,1	97,8	102,0
1978	100,5	100,6	98,8	100,2	99,0	99,6	99,2	99,2	101,0	101,2	101,9	102,1
1979	99,8	94,9	98,0	98,4	100,6	100,5	101,3	99,7	100,0	98,8	99,0	96,8
1980	100,0	100,2	101,7	99,2	99,2	100,1	98,5	104,3	99,3	100,2	100,8	99,0
1981	99,1	100,2	100,3	100,4	100,1	101,7	101,1	99,3	98,0	100,7	99,9	101,5
1982	99,0	98,7	102,3	99,9	100,2	99,8	99,8	97,9	103,7	99,1	100,7	98,5
1983	102,0	100,3	101,1	100,2	100,2	101,3	98,9	100,2	100,4	99,1	99,1	101,6
1984	101,5	101,4	99,2	99,5	99,9	97,7	100,8	105,2	100,2	100,2	99,2	99,5
1985	100,6	99,0	99,5	99,2	99,1	95,8	100,7	101,0	100,1	101,4	100,1	99,5
1986	100,1	99,9	98,4	102,3	99,1	100,6	98,7	99,6	99,2	100,5	99,2	99,8
1987	96,8	100,9	99,9	99,9	100,9	100,1	102,0	98,4	100,9	100,9	100,0	99,6
1988	98,0	100,5	101,2	98,7	99,3	100,1	99,9	100,2	99,3	99,4	100,8	99,0
1989	101,3	99,9	99,2	101,3	100,4	99,9	101,0	100,9	100,1	100,0	99,9	99,0
1990	101,2	98,4	100,4	98,6	100,1	100,8	98,5	101,5	101,3	98,6	101,5	99,0

objetivo al analizar la evolución mensual del crecimiento del IPI es anticipar el crecimiento de una magnitud —el PIBIN— de Contabilidad Nacional que se mide anualmente.

En concreto, se contemplarán dos tasas: la T_{12}^1 que mide el crecimiento de un mes respecto al mismo mes del año anterior; y, la T_{12}^{12} que mide el crecimiento medio de doce meses consecutivos sobre

los doce meses inmediatamente anteriores²⁸. Estas tasas se calculan tal y como se expone en el epígrafe 5.8. Así, al estar el IPI influenciado por acontecimientos que afectan a su tasa de crecimiento, y que se captan con variables deterministas —en concreto, ello ocurre para las dos variables del tipo tendencia truncada—, las tasas de crecimiento anual se obtienen como una suma ponderada de la tasa centrada de la parte estocástica y de la tasa sin centrar de la parte determinista.

En el capítulo 5 se discutió detalladamente que la propuesta generalmente recomendable para medir el crecimiento era la tasa de variación interanual (T_{12}^1) de la tendencia. Así, se procede en este capítulo también, pero para que el lector pueda visualizar las ventajas de dicha tasa sobre otras alternativas, se pasa a continuación a presentar diferentes tasas anuales sobre diversas líneas de nivel del IPI.

En los gráficos 7.11, 7.12 y 7.13 se representan las tasas T_{12}^1 del IPI, de la serie desestacionalizada y de la tendencia. En ellos se observa que las dos primeras muestran una elevada variabilidad que les invalida para basar sobre ellas el análisis de coyuntura de la actividad industrial: el rango de variación en el período analizado va desde un 15 por cien a un -10 por cien, en la serie original, y del 12 por cien al -5 por cien en la serie desestacionalizada; por el contrario, la misma tasa sobre la tendencia se mueve entre el 7 por cien y el -2 por cien.

En los gráficos 7.14, 7.15 y 7.16 se representan las correspondientes tasas $T_{12}^{1,2}$. Como cabía esperar, el perfil en todos los casos es más suave que en el de las tasas T_{12}^1 pero, aún las dos primeras muestran una mayor variabilidad que la calculada sobre la tendencia, por lo que ésta sería preferible.

Por último, en el gráfico 7.17 se ilustran las tasas T_{12}^1 y $T_{12}^{1,2}$ de la tendencia. Los perfiles de ambas muestran suficiente suavidad como para ser aceptadas como señales de coyuntura; ahora bien, teniendo en cuenta que se necesitan más predicciones para calcular la tasa $T_{12}^{1,2}$ del último período observado que para la tasa T_{12}^1 —lo que llevará a mayores revisiones en la $T_{12}^{1,2}$ que en la T_{12}^1 —, y que la diferente variabilidad a lo largo del período observado de las dos tasas no puede considerarse significativa, se concluye que la tasa que mejor refleja el crecimiento subyacente de la actividad industrial es la tasa T_{12}^1 calculada sobre la tendencia.

Antes de terminar este epígrafe es necesario detenerse sobre el indicador de nivel de la actividad industrial. Aunque como se exponía más arriba la coyuntura industrial se debe analizar a partir de un

²⁸ Por las razones discutidas en el capítulo 5 se descarta considerar tasas de crecimiento intraanuales elevadas a tasa anual. Tales tasas, en el caso concreto del IPI, son particularmente confusas.

GRÁFICO 7.11. *Índice de Producción Industrial (serie original).*
Tasa de variación interanual (T_{12}^1)

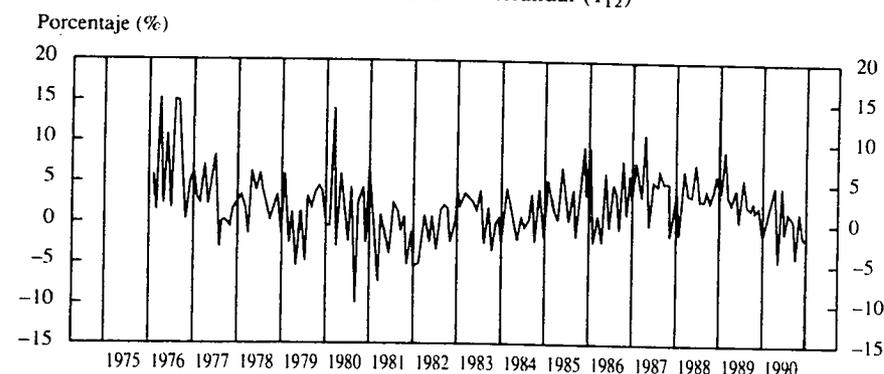


GRÁFICO 7.12. *Índice de Producción Industrial (serie ajustada de estacionalidad).*
Tasa de variación interanual (T_{12}^1)

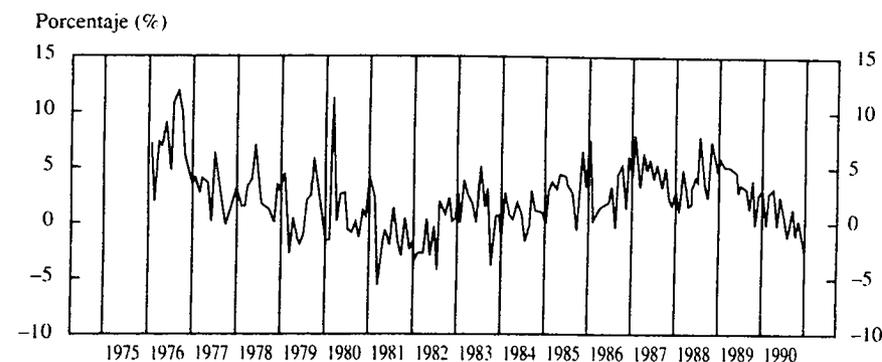


GRÁFICO 7.13. *Índice de Producción Industrial (tendencia).*
Tasa de variación interanual (T_{12}^1)

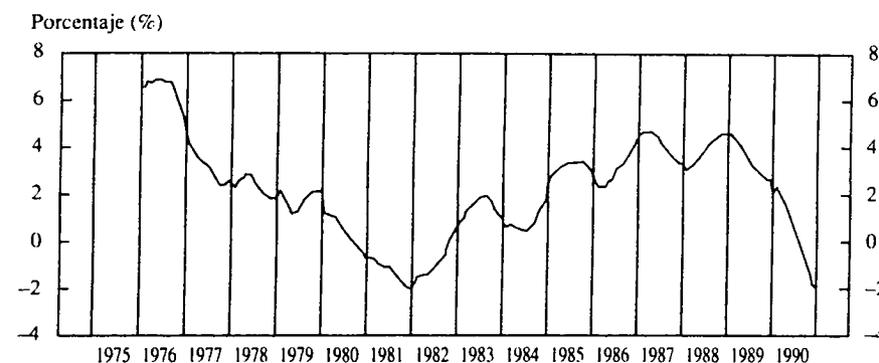


GRÁFICO 7.14. *Índice de Producción Industrial (serie original).*
Tasa de variación anual media (T_{12}^{12})

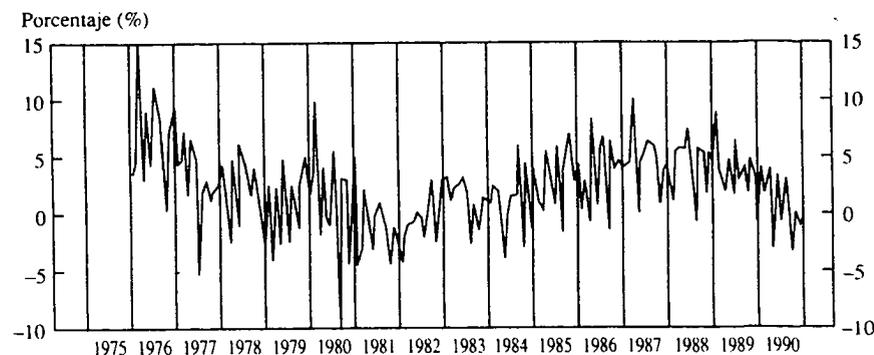


GRÁFICO 7.15. *Índice de Producción Industrial (serie ajustada de estacionalidad).*
Tasa de variación anual media (T_{12}^{12})

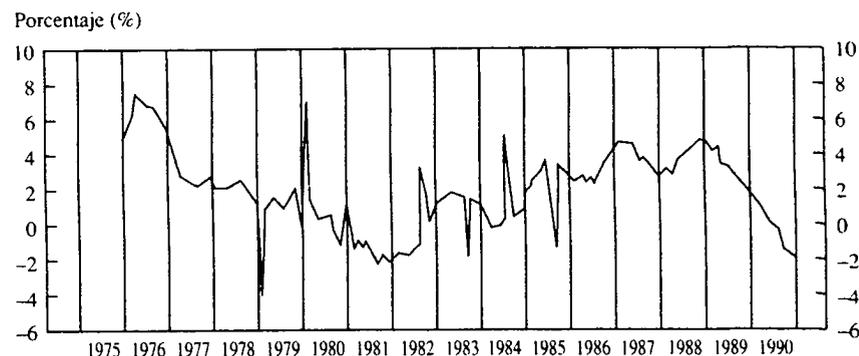


GRÁFICO 7.16. *Índice de Producción Industrial (tendencia).*
Tasa de variación anual media (T_{12}^{12})

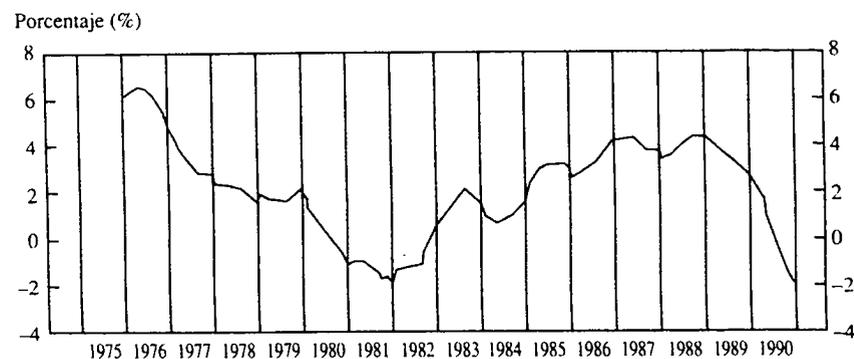
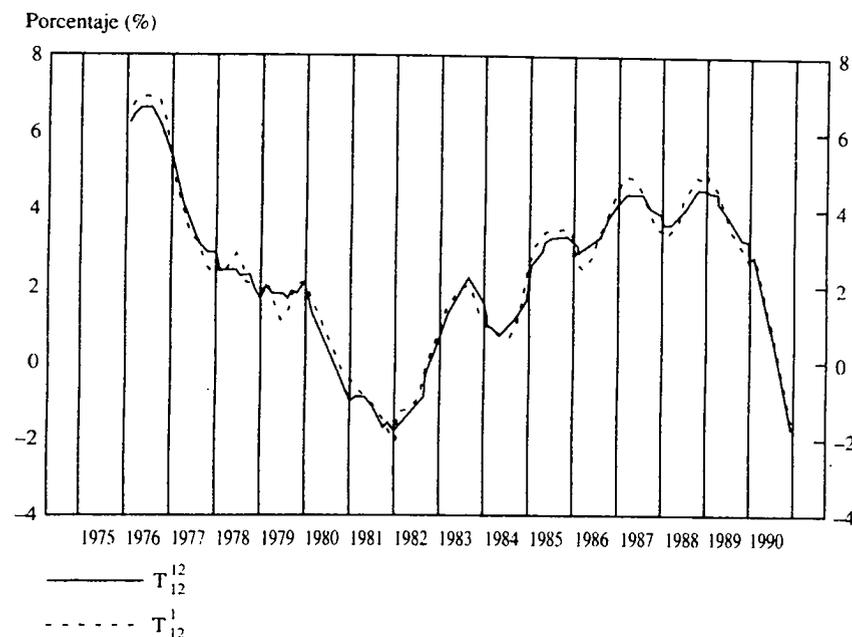


GRÁFICO 7.17. *Índice de Producción Industrial (tendencia).*
Tasas de variación



crecimiento y no de un nivel, no cabe duda que disponer de un indicador de nivel de la actividad industrial es muy recomendable para ser utilizado con distintos fines.

Uno de estos casos puede ser, por ejemplo, cuando se desea relacionar variables macroeconómicas con una periodicidad inferior al año. Ello es debido a que, si bien se dispone de mediciones mensuales o, al menos, trimestrales, de la mayoría de las variables de interés, no ocurre lo mismo con el Producto Interior Bruto (PIB). Resulta pues conveniente disponer de un indicador del nivel de la actividad ya que es de esperar que las variables que se analizan estén cointegradas. En tal caso, quedaría por decidir cual debería ser el indicador de nivel del IPI²⁹ a incorporar. Descartando la serie origi-

²⁹ El IPI se utiliza como indicador de referencia dentro del sistema de indicadores adelantados elaborado por la propia OCDE para cada uno de los países miembros —véase OECD (1987)—, aunque ello es debido, fundamentalmente, a razones de homogeneidad ante la disparidad de oferta y calidad estadística de los distintos países. El peso creciente del sector servicios en el PIB invita cada vez más a utilizar indicadores compuestos, que suelen ser resultado de combinar la tendencia de indicadores sectoriales [véase al respecto García (1991) y la publicación mensual de Indicadores de Coyuntura del Banco Central Hispano, que se inicia en 1991].

nal por sus oscilaciones estacionales tan marcadas, la elección se ha de realizar entre la serie ajustada de estacionalidad y la tendencia. La mayor variabilidad de aquélla —véase gráfico 7.8b— hace aconsejable seleccionar a la tendencia del IPI como indicador de nivel de la actividad³⁰; la recomendación general incluida en el capítulo 4 de utilizar la tendencia se ve, por tanto, claramente corroborada en este caso.

7.5. La actividad industrial en España en 1991

7.5.1. Consideraciones previas

Antes de proceder a la realización de un diagnóstico sobre la situación de la actividad industrial española en 1991 es preciso tener presente las siguientes consideraciones.

El índice de producción industrial venía mostrando una evolución creciente desde el año 1985 hasta diciembre del año 1989, momento en el que experimenta un cambio importante (véase gráfico 7.1). Este cambio se recoge en el modelo estimado para el IPI que se presenta en el cuadro 7.4, con una variable de tendencia truncada.

Tal cambio en el nivel es de una magnitud que conlleva una reducción constante del ritmo de crecimiento del IPI entre diciembre de 1989 y marzo de 1991, estimada en 0,46 puntos porcentuales cada mes.

De las dos consideraciones anteriores se desprende que las diversas causas que pueden estar detrás de la necesidad de incluir la variable de tendencia truncada en el modelo —las medidas de política económica adoptadas en el segundo semestre de 1989, la crisis y posterior conflicto bélico del Golfo y la recesión económica internacional de 1991— han tenido un efecto importante en el periodo de dieciséis meses mencionado, reduciendo significativamente el ritmo anual de crecimiento de la actividad industrial que venía registrándose hasta finales del año 1989.

Esta recesión en la evolución del índice de producción industrial debería —en opinión de muchos analistas— reflejarse también en las expectativas de crecimiento a medio plazo (inercia, véase capítulo 5). Sin embargo, eso no es así con el modelo empleado en este capítulo. En efecto, la repercusión de dicha recesión en el IPI no se está

³⁰ Cuando este indicador de nivel se tenga que utilizar dentro de un modelo econométrico, deberá emplearse en todo momento su estimación contemporánea.

modelizando mediante variables causales (modelos econométricos), sino dentro de un modelo univariante lineal con el empleo de una variable artificial, que contiene una evolución progresiva entre diciembre de 1989 y marzo de 1991, pero que a partir de este último mes se estabiliza.

Esta variable sirve para alterar el ritmo de crecimiento del IPI anterior a diciembre de 1989, sólo en el periodo en el que se le ha definido una evolución progresiva, pero no fuera de él. En consecuencia, toda predicción de valores del índice de producción industrial realizada a partir de abril de 1991 con dicho modelo no reflejará un debilitamiento en el crecimiento del IPI por motivo de la recesión señalada. Debido a ello, cuando entre diciembre de 1989 y marzo de 1991 y periodo inmediatamente posterior, se realicen predicciones a medio plazo —más allá de marzo de 1991— se obtendrá un comportamiento del IPI a medio plazo que no se verá alterado por la recesión. Por tanto, los valores de la inercia que se calculen en todo este tiempo, mantendrán los anteriores a diciembre de 1989.

La consecuencia de todo lo anterior es que modelos ARIMA con intervenciones de tipo de tendencia truncada al final de la muestra disponible son útiles para captar la generación de los datos observados y se muestran especialmente eficaces en la predicción a corto plazo, pero no sirven —por definición del tipo de intervención que supone una tendencia truncada— para modificar la predicción a medio plazo. De ello se deduce que con el modelo empleado se podrán realizar todos los cálculos requeridos en la metodología expuesta en el capítulo 6, excepto el de la inercia al final de la muestra. Por tanto, el diagnóstico con estos modelos se verá algo limitado ya que, al final de la muestra, no se podrá comparar el crecimiento subyacente contemporáneo con su correspondiente inercia ni las inercias entre sí.

La alternativa al modelo empleado no puede ser la de un modelo ARIMA con una tendencia determinista sin truncar a partir de diciembre de 1989. En efecto, con tal modelo las predicciones a medio plazo se ven demasiado afectadas, ya que, en tal predicción, el componente determinista es el elemento dominante. Por eso, con muestras más allá de marzo de 1991 estos modelos se rechazan en favor del modelo del cuadro 7.4.

La alternativa univariante al modelo empleado tendría que ser un modelo no lineal o un modelo de parámetros variables, en el que fundamentalmente fuese variable alguna de las raíces unitarias positivas del modelo del cuadro 7.4. Sin embargo, el problema de estimar modelos con parámetros estocásticos con esperanza matemática unitaria no está resuelto.

Por otro lado, la construcción de un modelo econométrico causal

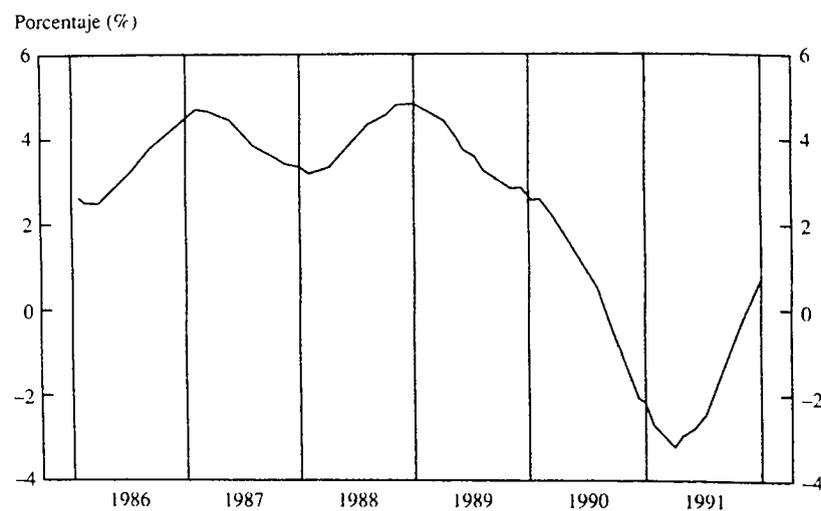
para el IPI de periodicidad mensual tampoco es una alternativa factible por falta de datos en las variables explicativas. Además, si, en el mejor de los casos, con dicho modelo alguna variable exógena fuese capaz de explicar la recesión de 1990-1991, faltaría todavía resolver el problema de predicción a medio plazo, que se basaría en la predicción a medio plazo de la variable exógena mencionada. Pero la predicción de esta última habría que hacerla con un modelo univariante y se tendrían los mismos problemas que ahora se comentan para el modelo del cuadro 7.4.

La conclusión es que cuando al final de la muestra se registra un cambio estructural que afecta al crecimiento de la tendencia, el cálculo de las expectativas de crecimiento a medio plazo es algo muy complejo, que no está adecuadamente resuelto en la literatura cuantitativa. Por ello, en el análisis coyuntural que sigue se prescindirá del uso de los valores de la inercia.

7.5.2. Diagnóstico sobre la situación de la actividad industrial en España en el año 1991

En el gráfico 7.18 se representa el crecimiento anual de la tendencia del índice de producción industrial medido con la tasa T_{12}^1 —la

GRÁFICO 7.18. Índice de Producción Industrial: Crecimiento subyacente.
Tasa de variación interanual de la tendencia (T_{12}^1)



Última información: Dic. 1991

tasa de variación interanual— calculada como se expone en el epígrafe 5.8³¹, tal como se estimaba con información hasta diciembre de 1991. La línea que aparece en el citado gráfico refleja lo que en la terminología del capítulo 5 se denomina *crecimiento subyacente*. Los valores de este crecimiento así como los estimados para la tendencia —el *nivel subyacente* propuesto para el IPI— en los meses de diciembre de 1990 y junio y diciembre de 1991, y la serie original del IPI se presentan en el cuadro 7.12.

Teniendo en cuenta la información contenida en el gráfico 7.18 y el cuadro 7.12, lo más reseñable en la evolución de la actividad

CUADRO 7.12. Índice de Producción Industrial

Estimaciones del nivel y el crecimiento subyacentes

	Serie original	Tendencia			Crecimiento subyacente		
		Estimaciones con información hasta			Estimaciones con información hasta		
		Dic. 90	Junio 91	Dic. 91	Dic. 90	Junio 91	Dic. 91
1990 Ene	167,7	160,1	158,9	158,4	2,5	2,6	2,4
Feb	157,9	159,7	158,5	158,0	2,1	2,3	2,1
Mar	173,0	159,3	158,2	157,7	1,8	1,9	1,8
Abr	153,2	159,1	158,0	157,5	1,4	1,5	1,4
May	171,0	158,9	157,8	157,3	1,0	1,2	1,0
Jun	170,9	158,7	157,6	157,1	0,6	0,8	0,7
Jul	166,8	158,6	157,5	156,9	0,2	0,3	0,2
Ago	95,4	158,4	157,3	156,7	-0,2	-0,3	-0,4
Sep	163,4	158,2	157,0	156,5	-0,6	-0,9	-1,0
Oct	168,8	157,9	156,7	156,2	-1,1	-1,5	-1,6
Nov	174,3	157,5	156,4	156,0	-1,6	-2,1	-2,2
Dic	147,5	157,2	156,1	155,7	-1,7	-2,2	-2,4
1991 Ene	165,7	156,8	155,7	155,2	-2,2	-2,6	-3,0
Feb	157,8	156,5	155,2	154,7	-2,3	-2,7	-3,1
Mar	154,6	156,2	154,7	154,1	-2,3	-2,8	-3,3
Abr	163,6	156,7	155,0	154,3	-1,8	-2,3	-3,1
May	166,2	157,1	155,5	154,6	-1,3	-1,8	-2,9
Jun	164,1	157,6	155,9	154,8	-0,9	-1,3	-2,6
Jul	166,7	158,0	156,4	155,1	-0,4	-0,8	-2,2
Ago	93,9	158,5	156,8	155,4	0,1	0,4	-1,0
Sep	163,8	158,9	157,3	155,6	0,6	-0,2	-1,6
Oct	177,5	159,4	157,7	155,7	1,0	0,9	-0,4
Nov	168,8	159,8	158,2	155,7	1,5	1,4	0,1
Dic	146,3	160,3	158,6	155,9	2,0	1,9	0,6

³¹ Esta tasa se obtiene como una suma ponderada de la tasa T_{12}^1 centrada de la parte estocástica y de la tasa T_{12}^1 sin centrar de la parte determinista.

industrial agregada en los últimos años se puede resumir en los siguientes puntos:

1. Entre 1986 y 1989 la producción industrial mostraba un crecimiento a un ritmo anual que oscilaba alrededor de un 4 por cien con un mínimo en el primer trimestre de 1986 (2,5 por cien) y un máximo a finales de 1988 (5 por cien).
2. En diciembre de 1989, cuando parecía que se estaba alcanzando un nuevo mínimo alrededor del tres por cien en ese perfil cíclico normal dentro de una época de tasas elevadas de crecimiento, la producción industrial empieza a sufrir los efectos de un conjunto de causas entre las que se encuentran el paquete de medidas de política económica adoptadas en el segundo semestre de 1989. Así, se entra en el año 1990 en un período de reducción progresiva de los ritmos de crecimiento de la actividad industrial en España.
3. En este contexto de crecimiento desacelerado se producen los acontecimientos de la «crisis del Golfo» y la recesión internacional. Con ello, la producción industrial en España continúa la senda de reducción del ritmo de crecimiento y, en el segundo semestre del año 1990, muestra ya valores negativos, los cuales llegan a ser de hasta el menos 2,4 por cien.
4. La aceleración en el deterioro de la actividad industrial continuó hasta marzo de 1991, mes en el que el ritmo de decrecimiento era del 3,3 por cien.
5. A lo largo de 1991 estas tasas negativas se han moderado, pero, como consecuencia de toda la crisis, el sector industrial a finales de 1991 está fuertemente deprimido con tasas de crecimiento alrededor de cero.

Apéndice
FACTORES TENDENCIALES DETERMINISTAS.
FACTORES ESTACIONALES DETERMINISTAS

INDICE DE PRODUCCION INDUSTRIAL

Factores tendenciales deterministas (× 100)

		<i>Totales</i>	<i>Cambio tendencia enero 80; agosto 82</i>	<i>Cambio tendencia dic. 89; marzo 91</i>	<i>Fiestas esta- tales</i>	<i>Fiestas autono- micas</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1980</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1986</i>
		<i>FTDP</i>	<i>PT1</i>	<i>PT2</i>	<i>PN</i>	<i>PA</i>	<i>PVH1</i>	<i>PVH2</i>
1976	ENE	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	FEB	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	MAR	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	ABR	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	MAY	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	JUN	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	JUL	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	AGO	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	SEP	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	OCT	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	NOV	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
	DIC	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000	100.000
1977	ENE	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	FEB	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	MAR	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	ABR	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	MAY	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	JUN	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	JUL	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	AGO	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	SEP	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	OCT	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	NOV	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000
	DIC	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000	100.000

	Totales	Cambio tendencia enero 80/ agosto 82	Cambio tendencia dic. 89/ marzo 91	Fiestas esta- tales	Fiestas autono- micas	Cambio estacional veranos desde 1980	Cambio estacional veranos desde 1986
	FTDP	PT1	PT2	PN	PA	PVH1	PVH2
1978	ENE	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	FEB	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	MAR	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	ABR	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	MAY	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	JUN	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	JUL	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	AGO	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	SEP	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	OCT	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	NOV	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
	DIC	98.077	100.000	100.000	98.077	100.000	100.000
1979	ENE	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	FEB	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	MAR	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	ABR	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	MAY	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	JUN	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	JUL	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	AGO	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	SEP	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	OCT	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	NOV	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
	DIC	98.289	100.000	100.000	98.289	100.000	100.000
1980	ENE	97.644	99.648	100.000	98.501	100.000	99.481
	FEB	97.300	99.296	100.000	98.501	100.000	99.481
	MAR	96.957	98.946	100.000	98.501	100.000	99.481
	ABR	96.615	98.597	100.000	98.501	100.000	99.481
	MAY	96.275	98.250	100.000	98.501	100.000	99.481
	JUN	95.935	97.904	100.000	98.501	100.000	99.481
	JUL	95.597	97.559	100.000	98.501	100.000	99.481
	AGO	95.260	97.215	100.000	98.501	100.000	99.481
	SEP	94.924	96.872	100.000	98.501	100.000	99.481
	OCT	94.590	96.531	100.000	98.501	100.000	99.481
	NOV	94.256	96.190	100.000	98.501	100.000	99.481
	DIC	93.924	95.851	100.000	98.501	100.000	99.481
1981	ENE	93.333	95.513	100.000	98.501	99.722	99.481
	FEB	93.004	95.177	100.000	98.501	99.722	99.481
	MAR	92.676	94.841	100.000	98.501	99.722	99.481
	ABR	92.350	94.507	100.000	98.501	99.722	99.481
	MAY	92.024	94.174	100.000	98.501	99.722	99.481
	JUN	91.700	93.842	100.000	98.501	99.722	99.481
	JUL	91.377	93.511	100.000	98.501	99.722	99.481
	AGO	91.055	93.181	100.000	98.501	99.722	99.481
	SEP	90.734	92.853	100.000	98.501	99.722	99.481
	OCT	90.414	92.526	100.000	98.501	99.722	99.481
	NOV	90.095	92.199	100.000	98.501	99.722	99.481
	DIC	89.777	91.874	100.000	98.501	99.722	99.481

	Totales	Cambio tendencia enero 80/ agosto 82	Cambio tendencia dic. 89/ marzo 91	Fiestas esta- tales	Fiestas autono- micas	Cambio estacional veranos desde 1980	Cambio estacional veranos desde 1986
	FTDP	PT1	PT2	PN	PA	PVH1	PVH2
1982	ENE	89.654	91.551	100.000	98.714	99.722	99.481
	FEB	89.338	91.228	100.000	98.714	99.722	99.481
	MAR	89.023	90.906	100.000	98.714	99.722	99.481
	ABR	88.710	90.586	100.000	98.714	99.722	99.481
	MAY	88.397	90.267	100.000	98.714	99.722	99.481
	JUN	88.085	89.948	100.000	98.714	99.722	99.481
	JUL	87.775	89.631	100.000	98.714	99.722	99.481
	AGO	87.465	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481
	SEP	87.465	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481
	OCT	87.465	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481
	NOV	87.465	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481
	DIC	87.465	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481
1983	ENE	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	FEB	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	MAR	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	ABR	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	MAY	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	JUN	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	JUL	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	AGO	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	SEP	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	OCT	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	NOV	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	DIC	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
1984	ENE	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	FEB	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	MAR	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	ABR	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	MAY	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	JUN	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	JUL	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	AGO	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	SEP	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	OCT	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	NOV	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
	DIC	87.344	89.315	100.000	98.714	99.584	99.481
1985	ENE	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	FEB	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	MAR	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	ABR	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	MAY	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	JUN	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	JUL	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	AGO	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	SEP	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	OCT	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	NOV	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481
	DIC	87.533	89.315	100.000	98.927	99.584	99.481

	Totales	Cambio		Fiestas	Fiestas	Cambio	
		tendencia	tendencia			estacional	estacional
	FTDP	PT1	PT2	PN	PA	PVH1	PVH2
1986 ENE	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
FEB	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
MAR	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
ABR	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
MAY	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
JUN	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
JUL	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
AGO	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
SEP	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
OCT	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
NOV	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
DIC	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
1987 ENE	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
FEB	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
MAR	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
ABR	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
MAY	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
JUN	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
JUL	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
AGO	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
SEP	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
OCT	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
NOV	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
DIC	87.510	89.315	100.000	98.714	99.722	99.481	100.051
1988 ENE	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
FEB	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
MAR	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
ABR	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
MAY	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
JUN	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
JUL	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
AGO	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
SEP	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
OCT	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
NOV	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
DIC	87.321	89.315	100.000	98.501	99.722	99.481	100.051
1989 ENE	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
FEB	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
MAR	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
ABR	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
MAY	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
JUN	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
JUL	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
AGO	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
SEP	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
OCT	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
NOV	87.133	89.315	100.000	98.289	99.722	99.481	100.051
DIC	86.730	89.315	99.538	98.289	99.722	99.481	100.051

	Totales	Cambio		Fiestas	Fiestas	Cambio	
		tendencia	tendencia			estacional	estacional
	FTDP	PT1	PT2	PN	PA	PVH1	PVH2
1990 ENE	86.636	89.315	99.084	98.501	99.861	99.481	100.051
FEB	86.235	89.315	98.629	98.501	99.861	99.481	100.051
MAR	85.836	89.315	98.177	98.501	99.861	99.481	100.051
ABR	85.439	89.315	97.726	98.501	99.861	99.481	100.051
MAY	85.044	89.315	97.278	98.501	99.861	99.481	100.051
JUN	84.651	89.315	96.831	98.501	99.861	99.481	100.051
JUL	84.259	89.315	96.387	98.501	99.861	99.481	100.051
AGO	83.869	89.315	95.945	98.501	99.861	99.481	100.051
SEP	83.482	89.315	95.504	98.501	99.861	99.481	100.051
OCT	83.095	89.315	95.066	98.501	99.861	99.481	100.051
NOV	82.711	89.315	94.630	98.501	99.861	99.481	100.051
DIC	82.329	89.315	94.195	98.501	99.861	99.481	100.051

INDICE DE PRODUCCION INDUSTRIAL
Factores estacionales deterministas ($\times 100$)

	Totales	Semana Santa	Cambio estacional veranos desde 1980	Cambio estacional veranos desde 1986	Calendario	Fiestas estatales	Fiestas autonómicas
	FEDP	PH12	PV1	PV2	PC	PFN	PFA
1976 ENE	98.826	100.380	100.000	100.000	101.691	96.815	100.000
FEB	98.420	100.380	100.000	100.000	96.162	101.961	100.000
MAR	101.494	100.380	100.000	100.000	101.767	99.355	100.000
ABR	98.492	95.917	100.000	100.000	100.710	101.961	100.000
MAY	98.242	100.380	100.000	100.000	98.506	99.355	100.000
JUN	97.488	100.380	100.000	100.000	100.314	96.815	100.000
JUL	104.079	100.380	100.000	100.000	101.691	101.961	100.000
AGO	102.385	100.380	100.000	100.000	100.036	101.961	100.000
SEP	102.343	100.380	100.000	100.000	99.995	101.961	100.000
OCT	99.090	100.380	100.000	100.000	99.356	99.355	100.000
NOV	99.897	100.380	100.000	100.000	100.166	99.355	100.000
DIC	102.045	100.380	100.000	100.000	102.319	99.355	100.000
1977 ENE	98.030	100.380	100.000	100.000	98.506	99.141	100.000
FEB	98.336	100.380	100.000	100.000	96.287	101.741	100.000
MAR	104.720	100.380	100.000	100.000	102.538	101.741	100.000
ABR	97.085	95.917	100.000	100.000	99.485	101.741	100.000
MAY	102.164	100.380	100.000	100.000	100.036	101.741	100.000
JUN	99.512	100.380	100.000	100.000	99.995	99.141	100.000
JUL	96.349	100.380	100.000	100.000	99.356	96.606	100.000
AGO	101.275	100.380	100.000	100.000	101.767	99.141	100.000
SEP	102.852	100.380	100.000	100.000	100.710	101.741	100.000
OCT	98.030	100.380	100.000	100.000	98.506	99.141	100.000
NOV	99.829	100.380	100.000	100.000	100.314	99.141	100.000
DIC	101.200	100.380	100.000	100.000	101.691	99.141	100.000
1978 ENE	99.768	100.380	100.000	100.000	100.036	99.355	100.000
FEB	98.548	100.380	100.000	100.000	96.287	101.961	100.000
MAR	100.066	95.917	100.000	100.000	102.319	101.961	100.000
ABR	99.379	100.380	100.000	100.000	97.099	101.961	100.000
MAY	98.900	100.380	100.000	100.000	101.767	96.815	100.000
JUN	103.075	100.380	100.000	100.000	100.710	101.961	100.000
JUL	98.242	100.380	100.000	100.000	98.506	99.355	100.000
AGO	102.263	100.380	100.000	100.000	102.538	99.355	100.000
SEP	101.821	100.380	100.000	100.000	99.485	101.961	100.000
OCT	99.768	100.380	100.000	100.000	100.036	99.355	100.000
NOV	99.727	100.380	100.000	100.000	99.995	99.355	100.000
DIC	96.557	100.380	100.000	100.000	99.356	96.815	100.000
1979 ENE	101.275	100.380	100.000	100.000	101.767	99.141	100.000
FEB	98.336	100.380	100.000	100.000	96.287	101.741	100.000
MAR	101.200	100.380	100.000	100.000	101.691	99.141	100.000
ABR	95.201	95.917	100.000	100.000	97.555	101.741	100.000
MAY	102.043	100.380	100.000	100.000	102.538	99.141	100.000
JUN	99.005	100.380	100.000	100.000	99.485	99.141	100.000
JUL	99.553	100.380	100.000	100.000	100.036	99.141	100.000
AGO	101.825	100.380	100.000	100.000	102.319	99.141	100.000
SEP	99.165	100.380	100.000	100.000	97.099	101.741	100.000

	Totales	Semana Santa	Cambio estacional veranos desde 1980	Cambio estacional veranos desde 1986	Calendario	Fiestas estatales	Fiestas autonómicas
		FEDP	PH12	PV1	PV2	PC	PFN
1979 OCT	101.275	100.380	100.000	100.000	101.767	99.141	100.000
NOV	102.852	100.380	100.000	100.000	100.710	101.741	100.000
DIC	98.030	100.380	100.000	100.000	98.506	99.141	100.000
1980 ENE	102.354	100.380	100.522	100.000	102.538	98.927	100.000
FEB	100.928	100.380	100.522	100.000	98.525	101.522	100.000
MAR	97.883	99.924	100.522	100.000	98.506	98.927	100.000
ABR	98.640	96.354	100.522	100.000	100.314	101.522	100.000
MAY	101.509	100.380	100.522	100.000	101.691	98.927	100.000
JUN	97.380	100.380	100.522	100.000	97.555	98.927	100.000
JUL	104.771	100.380	102.895	100.000	102.538	98.927	100.000
AGO	91.024	100.380	92.257	100.000	99.356	98.927	100.000
SEP	102.609	100.380	100.522	100.000	100.166	101.522	100.000
OCT	104.815	100.380	100.522	100.000	102.319	101.522	100.000
NOV	99.468	100.380	100.522	100.000	97.099	101.522	100.000
DIC	101.584	100.380	100.522	100.000	101.767	98.927	100.000
1981 ENE	99.190	100.380	100.522	100.000	101.691	96.398	100.278
FEB	98.910	100.380	100.522	100.000	96.287	101.522	100.278
MAR	101.061	100.380	100.522	100.000	100.036	101.522	98.620
ABR	98.152	95.917	100.522	100.000	99.995	101.522	100.278
MAY	99.454	100.380	100.522	100.000	99.356	98.927	100.278
JUN	98.606	100.380	100.522	100.000	100.166	98.927	98.620
JUL	107.588	100.380	102.895	100.000	102.319	101.522	100.278
AGO	92.870	100.380	92.257	100.000	98.506	101.522	100.278
SEP	103.047	100.380	100.522	100.000	100.314	101.522	100.278
OCT	101.792	100.380	100.522	100.000	101.691	98.927	100.278
NOV	100.213	100.380	100.522	100.000	97.555	101.522	100.278
DIC	100.016	100.380	100.522	100.000	102.538	96.398	100.278
1982 ENE	96.703	100.380	100.522	100.000	99.356	96.190	100.278
FEB	98.697	100.380	100.522	100.000	96.287	101.303	100.278
MAR	101.647	100.380	100.522	100.000	101.767	98.714	100.278
ABR	98.641	95.917	100.522	100.000	100.710	101.303	100.278
MAY	100.971	100.380	100.522	100.000	98.506	101.303	100.278
JUN	99.451	100.380	100.522	100.000	100.314	101.303	96.988
JUL	106.698	100.380	100.522	100.000	101.691	101.303	100.278
AGO	94.109	100.380	92.257	100.000	100.036	101.303	100.278
SEP	102.498	100.380	100.522	100.000	99.995	101.303	100.278
OCT	99.240	100.380	100.522	100.000	99.356	98.714	100.278
NOV	100.048	100.380	100.522	100.000	100.166	98.714	100.278
DIC	102.199	100.380	100.522	100.000	102.319	98.714	100.278
1983 ENE	98.315	100.380	100.522	100.000	98.506	98.501	100.418
FEB	98.621	100.380	100.522	100.000	96.287	101.085	100.418
MAR	102.756	98.212	100.522	100.000	102.538	101.085	100.418
ABR	99.516	98.034	100.522	100.000	99.485	101.085	100.418
MAY	102.461	100.380	100.522	100.000	100.036	101.085	100.418
JUN	99.059	100.380	100.522	100.000	99.995	101.085	97.123
JUL	102.444	100.380	100.522	100.000	99.356	101.085	98.757
AGO	93.219	100.380	92.257	100.000	101.767	98.501	100.418
SEP	103.151	100.380	100.522	100.000	100.710	101.085	100.418

		Totales						
		<i>Semana Santa</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1980</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1986</i>	<i>Calendario</i>	<i>Fiestas estatales</i>	<i>Fiestas autonómicas</i>	
		FEDP	PH12	PV1	PV2	PC	PFN	PFA
1983	OCT	98.315	100.380	100.522	100.000	98.506	98.501	100.418
	NOV	100.119	100.380	100.522	100.000	100.314	98.501	100.418
	DIC	101.494	100.380	100.522	100.000	101.691	98.501	100.418
1984	ENE	100.058	100.380	100.522	100.000	100.036	98.714	100.418
	FEB	100.414	100.380	100.522	100.000	97.826	101.303	100.418
	MAR	102.655	100.380	100.522	100.000	101.691	101.303	98.757
	ABR	95.684	95.917	100.522	100.000	97.555	101.303	100.418
	MAY	102.560	100.380	100.522	100.000	102.538	98.714	100.418
	JUN	100.428	100.380	100.522	100.000	99.485	101.303	98.757
	JUL	103.368	100.380	102.895	100.000	100.036	101.303	98.757
	AGO	93.928	100.380	92.257	100.000	102.319	98.714	100.418
	SEP	99.668	100.380	100.522	100.000	97.099	101.303	100.418
	OCT	101.789	100.380	100.522	100.000	101.767	98.714	100.418
	NOV	100.732	100.380	100.522	100.000	100.710	98.714	100.418
	DIC	98.527	100.380	100.522	100.000	98.506	98.714	100.418
1985	ENE	102.339	100.380	100.522	100.000	102.538	98.501	100.418
	FEB	98.621	100.380	100.522	100.000	96.287	101.085	100.418
	MAR	100.082	100.380	100.522	100.000	99.356	101.085	98.757
	ABR	98.033	95.917	100.522	100.000	100.166	101.085	100.418
	MAY	102.121	100.380	100.522	100.000	102.319	98.501	100.418
	JUN	97.808	100.380	100.522	100.000	97.099	101.085	98.757
	JUL	104.930	100.380	102.895	100.000	101.767	101.085	98.757
	AGO	93.150	100.380	92.257	100.000	101.691	98.501	100.418
	SEP	99.920	100.380	100.522	100.000	97.555	101.085	100.418
	OCT	105.024	100.380	100.522	100.000	102.538	101.085	100.418
	NOV	99.293	100.380	100.522	100.000	99.485	98.501	100.418
	DIC	99.842	100.380	100.522	100.000	100.036	98.501	100.418
1986	ENE	99.537	100.380	100.522	99.949	102.319	96.190	100.278
	FEB	98.647	100.380	100.522	99.949	96.287	101.303	100.278
	MAR	96.433	95.917	100.522	99.949	98.506	101.303	100.278
	ABR	102.773	100.380	100.522	99.949	100.314	101.303	100.278
	MAY	99.841	100.380	100.522	99.949	101.691	98.714	98.620
	JUN	99.946	100.380	100.522	99.949	97.555	101.303	100.278
	JUL	109.189	100.380	102.895	103.197	102.538	101.303	98.620
	AGO	88.707	100.380	92.257	97.393	99.356	98.714	100.278
	SEP	102.621	100.380	100.522	99.949	100.166	101.303	100.278
	OCT	104.827	100.380	100.522	99.949	102.319	101.303	100.278
	NOV	99.479	100.380	100.522	99.949	97.099	101.303	100.278
	DIC	98.999	100.380	100.522	99.949	101.767	96.190	100.278
1987	ENE	98.926	100.380	100.522	99.949	101.691	96.190	100.278
	FEB	98.647	100.380	100.522	99.949	96.287	101.303	100.278
	MAR	100.792	100.380	100.522	99.949	100.036	101.303	98.620
	ABR	97.891	95.917	100.522	99.949	99.995	101.303	100.278
	MAY	99.190	100.380	100.522	99.949	99.356	98.714	100.278
	JUN	100.923	100.380	100.522	99.949	100.166	101.303	98.620
	JUL	110.789	100.380	102.895	103.197	102.319	101.303	100.278
	AGO	90.254	100.380	92.257	97.393	98.506	101.303	100.278
	SEP	102.773	100.380	100.522	99.949	100.314	101.303	100.278

		Totales						
		<i>Semana Santa</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1980</i>	<i>Cambio estacional veranos desde 1986</i>	<i>Calendario</i>	<i>Fiestas estatales</i>	<i>Fiestas autonómicas</i>	
		FEDP	PH12	PV1	PV2	PC	PFN	PFA
1987	OCT	101.521	100.380	100.522	99.949	101.691	98.714	100.278
	NOV	99.946	100.380	100.522	99.949	97.555	101.303	100.278
	DIC	99.750	100.380	100.522	99.949	102.538	96.190	100.278
1988	ENE	96.863	100.380	100.522	99.949	99.356	96.398	100.278
	FEB	100.292	100.380	100.522	99.949	97.682	101.522	100.278
	MAR	103.005	98.212	100.522	99.949	102.538	101.522	100.278
	ABR	99.757	98.034	100.522	99.949	99.485	101.522	100.278
	MAY	102.709	100.380	100.522	99.949	100.036	101.522	100.278
	JUN	100.969	100.380	100.522	99.949	99.995	101.522	98.620
	JUL	106.029	100.380	102.895	103.197	99.356	101.522	98.620
	AGO	91.055	100.380	92.257	97.393	101.767	98.927	100.278
	SEP	103.401	100.380	100.522	99.949	100.710	101.522	100.278
	OCT	98.553	100.380	100.522	99.949	98.506	98.927	100.278
	NOV	100.362	100.380	100.522	99.949	100.314	98.927	100.278
	DIC	99.140	100.380	100.522	99.949	101.691	96.398	100.278
1989	ENE	100.300	100.380	100.522	99.949	100.036	99.141	100.278
	FEB	99.074	100.380	100.522	99.949	96.287	101.741	100.278
	MAR	100.600	95.917	100.522	99.949	102.319	101.741	100.278
	ABR	99.910	100.380	100.522	99.949	97.099	101.741	100.278
	MAY	100.347	100.380	100.522	99.949	101.767	99.141	98.620
	JUN	103.625	100.380	100.522	99.949	100.710	101.741	100.278
	JUL	105.349	100.380	102.895	103.197	98.506	101.741	98.620
	AGO	91.943	100.380	92.257	97.393	102.538	99.141	100.278
	SEP	102.365	100.380	100.522	99.949	99.485	101.741	100.278
	OCT	100.300	100.380	100.522	99.949	100.036	99.141	100.278
	NOV	100.259	100.380	100.522	99.949	99.995	99.141	100.278
	DIC	94.591	100.380	100.522	99.949	99.356	94.137	100.278
1990	ENE	101.674	100.380	100.522	99.949	101.767	98.927	100.139
	FEB	98.723	100.380	100.522	99.949	96.287	101.522	100.139
	MAR	102.539	100.380	100.522	99.949	101.691	101.522	98.483
	ABR	95.576	95.917	100.522	99.949	97.555	101.522	100.139
	MAY	102.445	100.380	100.522	99.949	102.538	98.927	100.139
	JUN	102.002	100.380	100.522	99.949	99.485	101.522	100.139
	JUL	108.399	100.380	102.895	103.197	100.036	101.522	100.139
	AGO	91.422	100.380	92.257	97.393	102.319	98.927	100.139
	SEP	99.556	100.380	100.522	99.949	97.099	101.522	100.139
	OCT	101.674	100.380	100.522	99.949	101.767	98.927	100.139
	NOV	100.618	100.380	100.522	99.949	100.710	98.927	100.139
	DIC	95.900	100.380	100.522	99.949	98.506	96.398	100.139