

CUANTIFICACIÓN DE EXPECTATIVAS A PARTIR DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN

Ángel Estrada y Alberto Urtasun

CUANTIFICACIÓN DE EXPECTATIVAS A PARTIR DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN

Ángel Estrada y Alberto Urtasun (*)

(*) Agradecemos los comentarios realizados por diversos miembros del Servicio de Estudios del Banco de España a una versión previa de este trabajo.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9803

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde algunos de sus informes más importantes a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.

Las direcciones del servidor de información WWW en estas redes son:
<http://www.bde.es> y <http://www.bde.inf>, respectivamente.

ISSN: 0213-2710

ISBN: 84-7793-592-0

Depósito legal: M. 6795-1998

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

Nuestro objetivo en este artículo es la conversión de las expectativas cualitativas que se derivan de las encuestas de opinión en expectativas cuantitativas. Para ello, se revisan un cierto número de procedimientos propuestos en la literatura y se aplican a las expectativas de empleo, precios, salarios y demanda que se obtienen de la Encuesta de Coyuntura Industrial. Una vez seleccionado el procedimiento que proporciona mejores resultados, el análisis de su contenido informativo se realiza mediante la estimación de ecuaciones de precios y salarios, apreciándose una cierta mejoría en la modelización de los salarios.

1. INTRODUCCIÓN

En el análisis teórico y, sobre todo, en su aplicación empírica, destaca el papel que desempeñan las expectativas de los agentes sobre la evolución de determinadas variables en la toma de decisiones a corto plazo. Así, por ejemplo, se argumenta que, en condiciones ideales, los consumidores determinarán su nivel de gasto no tanto en función de su renta actual como de su evolución futura esperada; los empresarios decidirán el volumen de inversión dependiendo, entre otras cosas, de sus expectativas sobre el nivel de demanda de sus productos; los trabajadores fijarán su objetivo de crecimiento salarial teniendo presente la inflación esperada -algo similar a lo que ocurre con los precios de los activos financieros-, etc. Además, la teoría económica predice efectos distintos para las diversas medidas de política económica, según sean anticipadas o no por los agentes.

El problema al que se enfrentan los analistas -y los responsables de la ejecución de la política económica- es que tales expectativas no se observan directamente, sino que deben estimarse. Los métodos de estimación utilizados tradicionalmente pueden agruparse en tres categorías:

- a) Los que utilizan algún tipo de regresión univariante, multivariante o multiecuacional para, a partir de las correlaciones históricas entre las variables de interés, obtener previsiones sobre las mismas. Este tipo de ejercicio tiene el inconveniente de ser de naturaleza "backward-looking" y de estar basado en un modelo teórico específico, o ser, simplemente, un modelo estadístico.
- b) Los que extraen esta información a partir de variables observadas que incorporan expectativas en su formación, bien por referirse a contratos cuya resolución se producirá en el futuro, bien porque los agentes adoptan sus decisiones con un horizonte temporal dilatado. Esta aproximación se utiliza con bastante éxito en los mercados financieros y de materias primas, presentando la ventaja no solo de ser "forward-looking", sino también de que los participantes en estos mercados están, generalmente, bien informados y tienen fuertes incentivos para actuar de acuerdo con sus auténticas creencias.

- c) La tercera aproximación es, en apariencia, la más simple, y consiste en realizar encuestas regulares a los individuos, en las que se pregunta sobre sus expectativas. El principal inconveniente de este método es que los individuos no tienen ningún incentivo para desvelar sus verdaderas creencias; de hecho, pueden estar interesados en ocultarlas si con ello consideran que pueden resultar beneficiados. El hecho de que estos individuos no sean "expertos" en la materia de que se trate no debería considerarse un problema, ya que lo que influye en sus decisiones presentes son sus expectativas, no lo correcto o incorrecto de las mismas.

En España se ha utilizado con bastante intensidad el primer método, tanto a través de técnicas univariantes [Matea (1993)], multivariantes multiecuacionales [Álvarez et al. (1995)], multivariantes multiecuacionales, permitiendo que las expectativas tengan un comportamiento "forward-looking" [Andrés et al. (1996)], etc. Ejemplos recientes del segundo método pueden encontrarse en Núñez (1995) y Ayuso (1996), pero el uso del tercero se ha visto bastante relegado. En este artículo se va a realizar un estudio detallado de la información que se deriva de las encuestas de opinión que se realizan habitualmente sobre la evolución futura de algunas variables económicas relevantes.

La principal característica de estas encuestas es que, salvo raras excepciones, son de naturaleza cualitativa, esto es, los individuos no proporcionan una cifra exacta para sus expectativas, sino que, en general, solo contestan si estas son más favorables, menos favorables, o no esperan grandes variaciones en el futuro. Para su utilización en el análisis empírico es necesario cuantificar previamente este tipo de información cualitativa, y este es el objetivo principal de nuestro trabajo. Así, en el segundo apartado se analiza el conjunto de información que proporciona la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI), que es la de mayor tradición en España, describiéndose someramente algunas otras encuestas de más reciente elaboración. En el tercer apartado se revisan los principales métodos estadísticos que se han propuesto en la literatura para realizar la cuantificación de este tipo de información; en el cuarto se presentan los resultados obtenidos para un grupo de variables seleccionadas de la ECI; en el quinto se realiza una aplicación simple de las series obtenidas, y en el sexto se resumen las principales conclusiones.

2. LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN EN ESPAÑA. LA ENCUESTA DE COYUNTURA INDUSTRIAL

Desde el año 1963, el Ministerio de Industria y Energía (MINER) envía mensual y trimestralmente un cuestionario a un directorio de empresas del sector industrial recabando información sobre la evolución de determinadas variables en cada empresa. En la mayoría de los casos, para cada concepto se realizan dos preguntas: una acerca de su evolución pasada (en los últimos tres meses) y otra acerca de su tendencia esperada (en los próximos tres meses). Las tres posibles respuestas a ambas preguntas son: aumento, disminución o estabilidad en el periodo de referencia⁽¹⁾. Aunque la información en la que se centra este trabajo es la contenida en las respuestas relativas a la tendencia futura de las variables, las referidas a la evolución pasada resultan fundamentales para el análisis, como se verá más a delante.

Las variables sobre las que se pide información son las siguientes: cartera de pedidos (distinguiendo si la demanda procede de los mercados interiores o exteriores), existencias de productos terminados, producción, precios industriales (en este caso solo se realiza la pregunta sobre la tendencia esperada), empleo y porcentaje de utilización de la capacidad productiva instalada (estas dos últimas variables solo se incluyen en el cuestionario que se entrega en los cierres de trimestre, y, en el caso de la utilización, la pregunta tiene un carácter pseudo-cuantitativo). Además, desde 1987 también se analiza la adecuación de la capacidad productiva instalada. Otras preguntas analizan los factores que limitan la producción (si es que existen), el tiempo de trabajo asegurado y el número de ocupados en la empresa. Esta variable cuantitativa se utiliza para llevar a cabo una primera agregación de las respuestas individuales a un nivel de 23 ramas de producción, que, posteriormente, se ponderan según su valor añadido bruto para obtener los resultados globales de la industria.

En el ámbito de la ECI también se estudia la rama de la construcción, solicitándose la opinión de las empresas sobre su cartera de pedidos, producción (y los factores que la limitan, en caso de haberlos), empleo, periodo de trabajo asegurado y precios de venta (como en el caso de la industria, para esta variable, solo se pide información sobre su tendencia esperada). Adicionalmente, el MINER también reco

⁽¹⁾ En los casos en que la pregunta tiene un carácter subjetivo, como es el estado de la demanda en relación con su situación habitual, las posibles respuestas son: elevada, reducida o normal.

cada semestre información cuantitativa sobre la inversión anual realizada y planeada por la empresas industriales, y cualitativa sobre la finalidad de la misma, así como sobre los factores que la limitan o favorecen.

Otras encuestas de opinión en España de más reciente elaboración son las que lleva a cabo desde 1986 la Comisión de las Comunidades Europeas en el comercio al por menor y entre los consumidores. En el caso del comercio al por menor se realizan preguntas sobre la evolución pasada y esperada de sus ventas, existencias, compras a proveedores y empleo. El cuestionario enviado a los consumidores solicita información sobre su situación financiera, la situación económica del país, el coste de la vida, la realización de compras de bienes duraderos, el ahorro, desempleo, etc. Normalmente, el horizonte temporal de las preguntas es de un año y, en el caso de los consumidores, existen cinco posibles respuestas, ya que los aumentos o reducciones se pueden calificar como moderados o fuertes.

Por último, desde 1995 el Ministerio de Economía y Hacienda ha venido realizando trimestralmente una encuesta de opinión entre empresas exportadoras, con el objeto de obtener información sobre la coyuntura del comercio exterior. Las variables analizadas son las siguientes: cartera de pedidos, precios de exportación, precios internacionales, margen comercial exterior y su relación con el interior y actividad exportadora. A diferencia de las anteriores, solo en el caso de la cartera de pedidos existe una pregunta relativa a la evolución esperada de la misma con un horizonte de tres y doce meses.

En particular, en este trabajo se van a analizar y cuantificar las expectativas que se derivan de la ECI para cuatro variables: empleo, precios, producción y demanda. Los motivos que subyacen a esta elección residen en la disponibilidad de indicadores cuantitativos de referencia que sirvan de anclaje para los resultados que proporciona esta encuesta.

3. PROCEDIMIENTOS ALTERNATIVOS DE CUANTIFICACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS

La conversión de información de naturaleza cualitativa, como es el caso de las encuestas de opinión, en información cuantitativa tiene una amplia tradición en la literatura estadística, lo cual ha permitido el desarrollo de un cierto número de métodos que solo difieren en algunos de los supuestos necesarios para llevarlos a cabo. Todos estos métodos utilizan las respuestas que proporcionan las encuestas de opinión a cada pregunta, considerando, al menos, dos series de datos independientes -el porcentaje de individuos que creen que esa variable va a aumentar y el porcentaje de individuos que creen que esa variable va a disminuir- y no una sola serie como es el saldo de las dos anteriores⁽²⁾, que es la forma más usual de presentación de los resultados de las encuestas de opinión (es decir, restando del porcentaje de empresas cuya respuesta es al alza, el porcentaje cuya respuesta es a la baja)⁽³⁾.

Teniendo esto presente, la primera hipótesis necesaria para la aplicación de estos métodos es que el rango de resultados posibles para la pregunta analizada se puede representar, en cada momento del tiempo, por una distribución de probabilidad a la que se impone su forma general. También se realiza la hipótesis de que las respuestas que implican que no se espera cambio alguno en la variable se corresponden con un rango de valores alrededor de cero, en el cual los encuestados se muestran indiferentes. Bajo estas hipótesis, y dada una función de distribución subyacente y cuantificar las encuestas de opinión. Para ello, es necesario disponer de un indicador cuantitativo de referencia, a partir del cual es posible dar valores a las encuestas de opinión y obtener de esta forma unas expectativas cuantificadas⁽⁴⁾.

⁽²⁾ De hecho, alguno de los métodos que se proponen permite contrastar si tal distinción es relevante.

⁽³⁾ Obsérvese que en el caso de las encuestas a los consumidores, en que existen cinco posibles respuestas, se dispondrá de cuatro series independientes para cada pregunta.

⁽⁴⁾ No se trata de realizar previsiones sobre el indicador de referencia, sino de disponer de expectativas sobre una determinada variable económica. El indicador de referencia es necesario para "anclar" los valores de las encuestas de opinión según la forma de la distribución de probabilidad impuesta.

3.1. El método probabilístico

Este método fue introducido por Theil (1952) y aplicado por Carlson y Parkin (1975), Pesaran (1987), etc. Si la distribución de probabilidad de las posibles respuestas es una normal con media \bar{x}_{t+1}^e y varianza $(\sigma_{t+1}^e)^2$, como la que aparece en el gráfico 3.1, y se define el intervalo de indiferencia alrededor de cero $(-a_{t+1}^e, b_{t+1}^e)$, en el que los individuos responderán que la variable no tendrá cambios, C_{t+1}^e , el porcentaje de individuos que responden que la variable se reducirá vendrá dado por el área recogida a la izquierda de $-a_{t+1}^e$ y por debajo de la función de densidad, y S_{t+1}^e , porcentaje de individuos que creen que aumentará, será el área a la derecha de b_{t+1}^e y por debajo de la función de densidad. Matemáticamente, esto implicará que:

$$Pr(x_{t+1}^e \leq -a_{t+1}^e) = C_{t+1}^e \quad [1]$$

$$Pr(x_{t+1}^e \geq b_{t+1}^e) = S_{t+1}^e \quad [2]$$

lo cual, en términos de la distribución normal estandarizada, será:

$$Pr\left(\frac{x_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e} \leq \frac{-a_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right) = C_{t+1}^e \quad [3]$$

$$Pr\left(\frac{x_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e} \leq \frac{b_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right) = 1 - S_{t+1}^e \quad [4]$$

que en forma compacta se puede escribir:

$$\phi(c_{t+1}^e) = C_{t+1}^e \quad [5]$$

$$\phi(s_{t+1}^e) = 1 - S_{t+1}^e \quad [6]$$

A partir de estas expresiones ya se pueden obtener series temporales para c_{t+1}^e y s_{t+1}^e simplemente invirtiendo la distribución normal, dado que C_{t+1}^e y S_{t+1}^e se obtienen de las encuestas; pero, además, se verifica que:

$$c_{t+1}^e = \frac{-a_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e} \quad [7]$$

$$s_{t+1}^e = \frac{b_{t+1}^e - \bar{x}_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e} \quad [8]$$

si se define la variable:

$$d_{t+1}^e = \frac{c_{t+1}^e + s_{t+1}^e}{c_{t+1}^e - s_{t+1}^e} \quad [9]$$

resulta bastante sencillo utilizar [7] y [8] para obtener:

$$\bar{x}_{t+1}^e = \frac{b_{t+1}^e - a_{t+1}^e}{2} + \frac{b_{t+1}^e + a_{t+1}^e}{2} d_{t+1}^e \quad [10]$$

Esta es la expresión básica que permite cuantificar las expectativas que se obtienen de las encuestas de opinión, ya que conocidos a_{t+1}^e y b_{t+1}^e se puede obtener la media de esa distribución⁽⁵⁾. El problema reside en obtener valores para esos parámetros. Si, para simplificar, se supone que son estables en el tiempo y se realizan idénticas hipótesis para las respuestas relativas a la situación pasada de la variable, se puede derivar una expresión equivalente a [10], con lo que:

$$\bar{x}_t = \frac{b - a}{2} + \frac{b + a}{2} d_t \quad [11]$$

La principal diferencia entre las relaciones [10] y [11] reside en que mientras que en la primera la variable del lado izquierdo no es observable, en la última sí lo es (se dispone del indicador de referencia), lo cual permite estimar los parámetros (α', β') de la expresión:

⁽⁵⁾ La varianza de la distribución vendrá dada por: $\sigma_{t+1}^e = \frac{a_{t+1}^e + b_{t+1}^e}{s_{t+1}^e - c_{t+1}^e}$

$$\bar{x}_t = \alpha' + \beta' d_t \quad [12]$$

y, suponiendo $a^e = a$ y $b^e = b$, aplicar los parámetros estimados a la expresión [10] para obtener valores para \bar{x}_{t+1}^e . En resumen, el método de cuantificación consistirá en realizar una regresión entre el indicador cuantitativo de referencia y las transformaciones de las respuestas sobre la evolución pasada de la variable, aplicando los parámetros estimados a las transformaciones de las respuestas sobre la tendencia futura de la misma⁽⁶⁾.

La distribución normal no es la única que se ha utilizado para realizar esta cuantificación; otra distribución bastante sencilla de aplicar es la logística, con la que las únicas alteraciones respecto al procedimiento anterior serían que en vez de las expresiones [5] y [6] se tendría:

$$c_{t+1}^e = \log \left(\frac{1}{C_{t+1}^e} - 1 \right) \quad [13]$$

$$s_{t+1}^e = - \log \left(\frac{1}{S_{t+1}^e} - 1 \right) \quad [14]$$

3.2. El método de regresión

Este método fue desarrollado por Pesaran (1987) y, aunque normalmente tiene un tratamiento diferenciado, se puede entender como un caso particular del procedimiento que se ha desarrollado en el epígrafe anterior, en el que la función de distribución subyacente para las posibles respuestas es uniforme. Este método consiste, simplemente, en realizar una regresión del tipo:

$$\bar{x}_t = \alpha'' C_t + \beta'' S_t \quad [15]$$

y una vez estimados los parámetros α'' , β'' sustituirlos en:

⁽⁶⁾ En el caso de existir más de tres posibles respuestas, esta metodología solo se vería alterada en que en el lado derecho de las expresiones [10] y [11] aparecerían más variables y parámetros a estimar.

$$\bar{x}_{t+1}^e = \hat{\alpha}'' C_{t+1}^e + \hat{\beta}'' S_{t+1}^e \quad [16]$$

En este modelo resulta fácil contrastar si es necesario distinguir entre las respuestas al alza o a la baja o si los saldos son suficientes $\alpha'' = -\beta''$. Por lo tanto, bajo los supuestos de distribución uniforme, simetría e idéntico impacto de las respuestas al alza y a la baja, es posible derivar las expectativas cuantificadas a partir de los saldos, que es la forma habitual en que se presentan los resultados de estas encuestas. También permite contrastar si existen asimetrías en las respuestas al alza o a la baja, especificando el modelo no lineal:

$$\bar{x}_t = \frac{\alpha'' C_t + \beta'' S_t}{1 - \gamma_1 C_t - \gamma_2 S_t} \quad [17]$$

3.3. El método de los parámetros variables

Este procedimiento, sugerido por Carlson y Parkin (1975) y aplicado por Seitz (1988), implica prescindir de la hipótesis de que los límites del intervalo de indiferencia a_{t+1}^e, b_{t+1}^e son constantes, para suponer que evolucionan en el tiempo; los parámetros estimados seguirían el siguiente proceso estocástico:

$$\alpha_{t+1}^e = \alpha_t^e + \xi_{t+1}^\alpha \quad [18]$$

$$\beta_{t+1}^e = \beta_t^e + \xi_{t+1}^\beta \quad [19]$$

Así, estimando las expresiones [12] y [15], utilizando el filtro de Kalman y suponiendo que $\alpha_{t+1}^e = \alpha_t$, $\beta_{t+1}^e = \beta_t$, pueden obtenerse las series de expectativas cuantificadas.

3.4. Evaluación de los resultados obtenidos

En los tres subapartados previos se han propuesto seis posibles métodos de cuantificación de las expectativas que se derivan de las encuestas de opinión, dependiendo de la función de distribución subyacente (normal, logística o uniforme)

y de la estabilidad de los parámetros que definen el rango alrededor de cero, en el cual las empresas responden que la variable de referencia no ha sufrido alteraciones. Cada uno de estos método proporcionará resultados diferentes, por lo que se proponen una serie de estadísticos y tests que permitan analizar cómo se adecuan estas expectativas cuantificadas al comportamiento a posteriori del indicador cuantitativo de referencia para seleccionar el método más satisfactorio. Aunque, en principio, la distribución normal sería la más defendible, ya que los datos de las encuestas surgen de la agregación de respuestas individuales y el teorema central del límite garantiza que la agregación de distintas funciones de distribución termina por converger a una distribución normal, podría ocurrir que los otros métodos proporcionaran mejores resultados.

Entre los estadísticos calculados se encuentra el coeficiente de correlación entre las expectativas cuantificadas y el indicador de referencia debidamente adelantado, el error expectacional medio y cuadrático medio y un test no paramétrico desarrollado por Pesaran y Timmerman (1990) que evalúa el número de veces que las expectativas predicen un cambio de tendencia, que, posteriormente, es observado en el indicador de referencia, siendo la hipótesis nula que ambas series evolucionen independientemente (este test se distribuye como una normal estandarizada). En quinto lugar se obtiene el denominado test de insesgadez, que evalúa la significatividad estadística del error expectacional medio y consiste en la t-ratio de la constante en la regresión:

$$\bar{x}_{t+1} - \bar{x}_{t+1}^e = cnte + u_{t+1} \quad [20]$$

siendo \bar{x}_{t+1} el indicador cuantitativo de referencia debidamente adelantado. Por último, se obtiene el test de eficiencia, que consiste en contrastar si la ordenada en el origen y la pendiente de la regresión:

$$\bar{x}_{t+1} = cnte + \gamma \bar{x}_{t+1}^e + u_{t+1} \quad [21]$$

son, de forma conjunta, significativamente distintas de cero y uno respectivamente.

En general, se seleccionará aquel método de cuantificación que proporcione una mayor correlación, menor error expectacional cuadrático medio y supere los tests de Pesaran y Timmerman, insesgadez y eficiencia con mayor holgura.

4. UNA APLICACIÓN A LA ENCUESTA DE COYUNTURA INDUSTRIAL

Recientemente, el MINER ha puesto a disposición de los analistas las series desagregadas por tipo de respuesta para todas las variables sobre las que se requiere información, tanto con periodicidad trimestral como mensual, lo cual permite aplicar la metodología analizada en el apartado precedente. En esta sección se van a presentar los resultados de aplicar los diferentes métodos de cuantificación de las expectativas a un conjunto de variables para, posteriormente, contrastar su significación en la estimación de un modelo econométrico simple sobre la determinación de precios y salarios. El criterio de selección de las variables ha respondido a la posibilidad de contar con indicadores cuantitativos de referencia, lo cual es decisivo para poder aplicar esta metodología. En particular, las expectativas que se van a cuantificar son las siguientes:

- 1.- Empleo en la industria, comparándolo con el empleo asalariado en esta rama que proporciona la Encuesta de Población Activa (EPA) y con los trabajadores por cuenta ajena del registro de afiliados a la Seguridad Social.
- 2.- Precios de producción industrial, que van a relacionarse con el Índice de Precios Industriales (IPRI), con este mismo índice, pero eliminando los impuestos indirectos que en él se incluyen (IPRICF) y con el deflactor del valor añadido en la industria (DVAB), que se obtiene de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR).
- 3.- Producción industrial, que va a compararse con el Índice de Producción Industrial (IPI) y con el valor añadido en la industria (VABI), en términos reales, obtenido de la CNTR.
- 4.- Demanda industrial, para la que se va a establecer una correspondencia con un indicador de demanda industrial obtenido a partir de indicadores de producción sectoriales (PRD) y con la demanda final trimestral de la CNTR (DF).

4.1. El empleo en la industria

Tanto la evolución del empleo en los últimos tres meses como su tendencia esperada en el próximo trimestre son dos de las variables sobre las que la ECI recaba

información trimestralmente. En particular, la pregunta relativa al pasado se formula en los siguientes términos: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, el empleo en los últimos tres meses ha seguido una tendencia de aumento-estabilidad-descenso"; y la pregunta relativa a las expectativas: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, el empleo previsto para los próximos tres meses tiende a aumentar-mantenerse-disminuir".

En principio, estas series están disponibles desde 1984, pero en 1987 se introdujo un cambio metodológico para tratar de paliar su estacionalidad⁽⁷⁾, lo que supuso una ruptura en la serie histórica de respuestas sobre descenso del empleo en los últimos tres meses. Por esta razón, los resultados, en este caso, solo se presentan desde 1987⁽⁸⁾.

Los dos indicadores que se han utilizado para cuantificar las expectativas son el empleo asalariado en la industria según la EPA -sin corregir por el cambio de las secciones censales que se produjo en 1995- y el número de trabajadores por cuenta ajena en esta rama, que proporciona el registro de afiliaciones a la Seguridad Social. Como se puede comprobar en los gráficos 4.1 y 4.2, la afinidad entre las tasas de variación intertrimestrales no anualizadas de ambos indicadores y los saldos sobre la evolución presente del empleo según la ECI es bastante elevada, siendo mayor para las afiliaciones que para la EPA. Asimismo, los saldos sobre la evolución esperada se adelantan a los indicadores, normalmente, un trimestre, aunque en determinados períodos evolucionan de forma dispar. Por último, cabe destacar que se aprecia un patrón estacional similar entre los saldos de la ECI y los indicadores, por lo que el cambio metodológico introducido en 1987 para limitar tal efecto no parece haber tenido el éxito deseado.

En los cuadros 4.1 y 4.2 se encuentran los resultados obtenidos al aplicar la primera etapa del proceso de cuantificación de las expectativas para la EPA y las

⁽⁷⁾ El cambio consistió en añadir la siguiente coletilla a la pregunta del cuestionario: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos...". Además, en el caso del empleo, esta pregunta, que se realizaba mensualmente, pasó a incluirse únicamente en el cuestionario que se entrega en el último mes de cada trimestre.

⁽⁸⁾ En el ejercicio empírico se utilizan las series de expectativas desde 1984, obtenidas aplicando el método de cuantificación seleccionado con información a partir de 1987 y con los parámetros estimados también desde esa fecha.

afiliaciones (es decir, se han estimado las ecuaciones [11] y [15]). En las tres primeras columnas se ha mantenido la hipótesis de constancia de los parámetros que definen la función de distribución subyacente, que puede ser normal (1.^a columna), logística (2.^a columna) o uniforme (3.^a columna). En las tres columnas restantes se estiman idénticas ecuaciones, pero suprimiendo la hipótesis de constancia de los parámetros; en este caso, los valores que aparecen en la parte superior de los cuadros se corresponden con los hiperparámetros del modelo, esto es, con la varianza de los parámetros estimados; si tales hiperparámetros fueran significativos podría resultar relevante la utilización de este método de cuantificación. En la parte inferior de los cuadros aparecen algunos tests sobre la bondad de estas regresiones. Aunque no se presentan los resultados, en todas las estimaciones se añadieron variables ficticias estacionales para tratar de recoger, aunque fuera de una forma burda, el diferente comportamiento estacional de la ECI y de los indicadores de referencia; por este motivo no se presenta el valor de la constante estimada en las regresiones.

Comenzando con la EPA, en las tres primeras columnas se puede comprobar cómo los parámetros estimados fueron siempre significativos y tuvieron el signo esperado, presentando las ecuaciones unos ajustes bastante satisfactorios. En el caso de la distribución uniforme, que fue el que proporcionó mejores resultados, se estimaron, adicionalmente, modelos no lineales, siendo rechazada la existencia de asimetrías en las respuestas de los empresarios. También se contrastó la igualdad en valor absoluto de los coeficientes de las respuestas al alza y a la baja, no siendo rechazada por los datos con un p-valor del 27%; esto indica que, en el caso del empleo, y cuando se toma como referencia la EPA, los saldos de las respuestas de la Encuesta de Coyuntura Industrial serían suficientes para cuantificar las expectativas. Según se desprende de las restantes columnas, la relajación de la hipótesis de constancia de los parámetros no parece mejorar sustancialmente el proceso de cuantificación, ya que la varianza de los coeficientes no fue significativa. Esto no resulta demasiado extraño, habida cuenta el reducido tamaño muestral.

En el caso de las afiliaciones a la Seguridad Social, los resultados fueron cualitativamente muy similares a los obtenidos con la EPA: los parámetros fueron siempre significativos, tuvieron el signo esperado y el ajuste de las ecuaciones fue satisfactorio; además, se confirmó la impresión visual que apuntaba que los datos de las encuestas se adecuan mejor a este último indicador que a la EPA. Marginalmente, la distribución uniforme parece presentar un ajuste mayor; tampoco en este caso los modelos no lineales resultaron significativos y, a diferencia de lo que ocurría con la

EPA, el test de igualdad en valor absoluto de los coeficientes que inciden sobre las respuestas al alza y a la baja fue rechazado con un p-valor del 4%. De nuevo, los hiperparámetros mostraron una escasa significatividad, por lo que es improbable que el modelo de parámetros variables suponga grandes mejoras en la cuantificación de las expectativas.

En los gráficos 4.3-4.6 se representan las expectativas cuantificadas que se derivan de las encuestas de opinión -esto es, se han utilizado las expresiones [10] y [16] con los parámetros estimados en los cuadros previos-, junto con el correspondiente indicador de referencia adelantado un período, para tener una idea de la adecuación de las expectativas a los valores observados ex-post. En primer lugar, cabe destacar la notable similitud de los resultados que proporcionan los distintos métodos de cuantificación, especialmente acusada en las distribuciones normal y logística. En segundo lugar, como era de esperar, las encuestas de opinión parecen estar más en consonancia con las afiliaciones que con la EPA.

Para plasmar cuantitativamente estos últimos resultados, en los cuadros 4.3 y 4.4 se incluyen los estadísticos que tratan de reflejar la bondad de las series calculadas. En la primera fila se recoge la correlación entre las expectativas y la variable de referencia adelantada un período; la segunda, el error medio expectacional; la tercera, la raíz cuadrada del error cuadrático medio; la cuarta, el test de Pesaran y Timmerman; en la quinta, el test de insesgadez (expresión [20]), y, por último, en la sexta, el test de eficiencia (expresión [21]).

En general, los resultados inducen a rechazar los métodos que consideran la variabilidad en los parámetros y, dada la constancia de los mismos, en el caso de la EPA la decisión tiende a decantarse por la distribución normal, mientras que para los afiliados es mejor la distribución logística, aunque las diferencias entre ambos métodos de cuantificación son muy escasas. En el caso de la uniforme, ni con los datos de la EPA ni con las afiliaciones se acepta la insesgadez de las expectativas. Por último, cabe destacar que los errores expectacionales mostraron una correlación de primer orden, lo cual pone en entredicho la racionalidad en el proceso de formación de expectativas por los agentes, pero debe tenerse presente que se está trabajando con información agregada, y podría ocurrir que, aunque todos los agentes se comportaran racionalmente, al agregar, la apariencia fuera distinta.

4.2. Los precios industriales

A diferencia del empleo, la ECI solicita mensualmente información exclusivamente sobre la evolución futura (en los tres próximos meses) de los precios de venta, con tres posibles respuestas: aumento, estabilidad o descenso. La ausencia de información sobre la evolución pasada de los precios imposibilita, en sentido estricto, la aplicación de la metodología presentada en el apartado precedente para la cuantificación de las expectativas, por lo que para obtener tales previsiones se deben imponer dos condiciones adicionales: las expectativas deben ser insesgadas y eficientes en el sentido de los tests de validación propuestos. La validez de tales hipótesis es algo que, por el momento, no es contrastable, aunque los resultados que se obtienen para otros países parecen mostrar que rara vez se verifican. Bajo estos condicionantes, la estrategia para la cuantificación consistirá en estimar las ecuaciones [10] y [16] utilizando como variable dependiente el indicador adelantado que se toma como referencia. Las expectativas se obtendrán a partir del valor ajustado de estas regresiones.

Los indicadores de referencia seleccionados fueron tres: IPRI, IPRICF y DVAB. El primer indicador es el índice que se utiliza habitualmente para analizar la evolución de los precios industriales en España, pero presenta dos inconvenientes: por un lado, se refiere a bienes que son vendidos solo en los mercados interiores; por otro lado, incluye los impuestos indirectos especiales que recaen sobre los derivados del petróleo, las bebidas alcohólicas y el tabaco. Para analizar la relevancia de este último problema se consideró, adicionalmente, el IPRICF⁽⁹⁾, en el que se ha corregido el efecto de dichos impuestos indirectos, y, para considerar de forma conjunta ambos inconvenientes, DVAB, aunque debe recordarse que se trata de una serie trimestralizada que no se corresponde exactamente con el concepto precio de venta, por lo que los resultados pueden verse afectados.

En principio, las series de la ECI se encuentran disponibles mensualmente desde 1964 y, por fortuna, el cambio de metodología introducido en la encuesta en 1987 no parece haber provocado rupturas en las diferentes respuestas. El IPRI con base 1990 se puede obtener desde 1975, el IPRICF, desde 1977, y el deflactor, desde

⁽⁹⁾ La obtención de este indicador se encuentra recogida en el documento interno EC/1996/39.

1970, pero en frecuencia trimestral. Por tanto, para mantener la comparabilidad de los resultados, el análisis se realizará en frecuencia trimestral y abarcará el periodo 1977-1995.

Como se puede comprobar en los gráficos 4.7 y 4.8, los saldos de las respuestas al alza y a la baja de la ECI tienen un perfil muy semejante al de los distintos indicadores de precios industriales, adelantándose, en general, un trimestre a los mismos, pero existiendo períodos dilatados en los que la encuesta se mantiene, unas veces por encima y otras por debajo. Como en el caso del empleo, se aprecia un marcado patrón estacional, semejante al que presenta el IPRI, pero que, por motivos obvios, no queda recogido en el deflactor del VAB.

En el cuadro 4.5 se presentan los resultados obtenidos para la regresión auxiliar entre la variación intertrimestral del IPRI adelantado y las diferentes transformaciones de los resultados de las encuestas, tanto bajo la hipótesis de constancia de los parámetros como en ausencia de la misma. En el primer caso, tanto con la distribución normal como logística, fue necesario incluir un polinomio autorregresivo de segundo orden en los residuos, lo cual es evidencia suficiente para afirmar que las expectativas, con este nivel de agregación, no son puramente racionales; de todas formas, los parámetros de interés fueron muy significativos. Con la distribución uniforme se observaron ciertas asimetrías que podrían estar recogiendo el sesgo inflacionista que, históricamente, ha presentado la economía española. Además, la estimación recursiva de los parámetros puso de manifiesto ciertas inestabilidades en los coeficientes, que, se reflejaron en unos hiperparámetros muy próximos a la significatividad.

Cuando se excluyeron del IPRI los impuestos indirectos (cuadro 4.6) los resultados fueron cualitativamente muy similares, pero se observó un ajuste más satisfactorio de las regresiones. Bajo la hipótesis de constancia de los parámetros, tanto con la distribución normal como con la logística, los parámetros de interés resultaron significativos y volvieron a aparecer correlaciones de segundo orden en los residuos. En cambio, con la uniforme no resultaron relevantes, pero el signo estimado para las respuestas a la baja fue el contrario al esperado. También en este caso los hiperparámetros se situaron cerca de la significatividad.

Por último, los resultados para la variación intertrimestral del deflactor del VAB aparecen en el cuadro 4.7. Sorprendentemente, el ajuste de las ecuaciones

estimadas fue el más satisfactorio, siendo significativas las diversas transformaciones de la ECI, excepto las respuestas a la baja con la distribución uniforme. Los parámetros también fueron más estables, pero se estimó un término autorregresivo de tercer orden en los residuos de las ecuaciones que es muy posible que responda a los filtros que, implícitamente, incorporan estas series. En el caso de considerar los parámetros variables, la varianza de los mismos no resultó significativa.

En los gráficos 4.9-4.14 se han dibujado las expectativas que se derivarían de los diferentes métodos de cuantificación, junto con el indicador de referencia adelantado un trimestre. Todos los métodos proporcionan una cuantificación de las expectativas muy similar, que recoge satisfactoriamente la evolución de los indicadores de referencia, aunque se suceden períodos en los cuales se producen continuas sobrepredicciones (en el caso del IPRI, con parámetros constantes, entre 1986 y 1990) o infrapredicciones (por ejemplo, entre 1992 y 1994). La cuantificación de estos gráficos aparece en los cuadros 4.8-4.10. Sea cual sea el indicador de referencia, la distribución uniforme con parámetros constantes es la que parece funcionar más satisfactoriamente, aunque el hecho de que el coeficiente estimado para las respuestas a la baja fuera no significativo o, incluso, positivo, es un indicio de que la economía española tiene un sesgo inflacionista. Como en el caso previo, los métodos que utilizan parámetros variables parecen generar unas expectativas menos satisfactorias que los métodos que suponen la constancia de los mismos.

4.3. La producción en la industria

Otra magnitud sobre la que la ECI solicita información es la evolución pasada y esperada de la producción. En concreto, la pregunta relativa al pasado se formula en los siguientes términos: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, la producción en los últimos tres meses ha seguido una tendencia de aumento-estabilidad-descenso"; y la pregunta relativa a las expectativas: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, la producción prevista para los próximos tres meses tiende a aumentar-mantenerse-disminuir". Las respuestas relativas a la situación pasada están disponibles mensualmente desde 1977 y las respuestas sobre expectativas, desde 1963. Al igual que en el caso del empleo, el cambio estructural originado por la modificación de la pregunta de la ECI en el año 1987 supuso una alteración en el patrón estacional de estas variables, algo que se tendrá en cuenta en el análisis estadístico que se detalla a continuación.

Los dos indicadores de referencia para la cuantificación de las encuestas fueron el IPI y el VABI. La diferencia entre ambos, dejando a un lado la forma en que se elaboran, reside en que el primero incluye el valor real de los consumos intermedios incorporados en la producción, mientras que el segundo los excluye; por este motivo, cabría esperar que el primero presentara un perfil más coherente con las opiniones empresariales. En los gráficos 4.15 y 4.16 se representan las tasas de variación intertrimestrales de los indicadores de referencia y los saldos de las respuestas al alza y a la baja de las encuestas de opinión para el presente y el futuro. Desafortunadamente, el IPI se caracteriza por un marcado componente estacional, que impide su comparación visual con los saldos de las encuestas; en cambio, la evolución del VABI sí parece quedar recogida, a grandes rasgos, por las encuestas. En estos gráficos también se puede apreciar cómo el cambio metodológico introducido en la ECI en 1987 tuvo un claro efecto sobre la estacionalidad de las series, por lo que en las regresiones auxiliares para la cuantificación de las expectativas se permitirá que los coeficientes de las variables ficticias estacionales tomen distinto valor antes y después de ese año.

Los resultados obtenidos para las regresiones auxiliares, tomando como indicador de referencia el IPI, aparecen en el cuadro 4.11. En el caso de que los parámetros se consideren constantes, tanto con la distribución normal como logística, resultaron significativos y el signo estimado fue el correcto, a diferencia de lo que ocurrió con la uniforme. En los tres casos fue estrictamente necesario el considerar un término autorregresivo de primer orden en los residuos, para evitar que tuvieran un comportamiento anómalo. La estimación permitiendo la variabilidad de los parámetros no aportó mucha más información, ya que los hiperparámetros no resultaron significativos. En el caso del VABI (cuadro 4.12), las estimaciones fueron mucho más insatisfactorias, ya que, imponiendo la restricción de parámetros fijos, estos no fueron significativos, y, sin ella, la correlación residual fue muy elevada.

Como ocurría previamente, los gráficos 4.17 y 4.18 no son lo bastante nítidos como para valorar la adecuación de las previsiones de la ECI al dato observado del IPI, ya que el componente estacional oscurece la perspectiva. En cambio, en el cuadro 4.13 se puede observar cómo el error cuadrático medio de previsión es muy superior al que obtenía para las dos variables antes analizadas, por lo que la adecuación de ambas series es escasa. De acuerdo con este estadístico y con los tests de insesgadez y eficiencia, el mejor método de cuantificación parece ser la distribución normal con parámetros constantes. Para el VABI, los resultados fueron, incluso, mucho más

insatisfactorios, como se puede comprobar en los gráficos 4.19 y 4.20 y en el cuadro 4.14, ya que, con parámetros constantes, es el primer caso en que no se supera el *test* de Pesaran y Timmerman.

4.4. La demanda industrial

La última variable que se va a analizar en este trabajo es la demanda industrial. La ECI realiza la pregunta sobre la situación actual de la misma en los siguientes términos: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, la cartera de pedidos es elevada-normal-débil"; en cambio, la pregunta relativa a las expectativas se formula: "Teniendo en cuenta la época del año en que nos encontramos, la cartera de pedidos para los próximos tres meses tiende a aumentar-mantenerse-disminuir". Como se desprende del texto, ambas preguntas no se refieren exactamente a los mismos conceptos, lo cual afectará a los resultados. Ambas respuestas están disponibles desde 1963 y no parece que el cambio metodológico de 1987 haya tenido incidencia sobre ellas.

Los dos indicadores de referencia para la cuantificación de las encuestas fueron PRD, elaborado combinando las ponderaciones implícitas de demanda que proporcionan las Tablas Input-Output (TIO) con indicadores de actividad por ramas, y DF. El problema de esta última variable es que incluye no solo la demanda de bienes industriales, sino también la del resto de ramas de la economía. Al comparar la evolución de los indicadores de referencia con los saldos actuales y futuros (véanse gráficos 4.21 y 4.22) se pueden destacar dos características. Por un lado, los saldos sobre la situación actual parecen evolucionar más en línea con la presión de la demanda que con la demanda final, a la que, incluso, parecen preceder un trimestre; por otro lado, destaca la diferencia de nivel existente entre los saldos actuales y esperados. Por este motivo, a la hora de cuantificar las previsiones se incluirá una constante adicional a la estimada, para recoger las diferentes medias muestrales entre las respuestas al alza y a la baja actuales y esperadas.

Al utilizar como indicador de referencia PRD, las regresiones auxiliares con parámetros constantes (véase cuadro 4.15) mostraron que los coeficientes estimados fueron significativos y tuvieron el signo esperado. Además, la distribución uniforme no rechazó la hipótesis de que los saldos fueran suficientes para la cuantificación. En todos los casos en los residuos fue necesario incluir un término autorregresivo de primer orden. En el caso de considerar parámetros variables, los hiperparámetros no

resultaron significativos, pero fueron suficientemente elevados; además, los residuos no mostraron síntomas de correlación hasta de orden 3. De nuevo, los resultados obtenidos para un indicador de referencia tomado de la CNTR resultaron más insatisfactorios, no siendo significativos los parámetros y apareciendo correlaciones residuales de órdenes elevados.

Los gráficos 4.23-4.26 muestran cómo se comportan las expectativas cuantificadas con los diversos métodos y el indicador de referencia debidamente adelantado. En el caso de PRD los métodos que permiten variabilidad en los parámetros parecen más adecuados (en particular, utilizando la distribución normal), algo que queda confirmado en el cuadro 4.17, aunque, de todas formas, el error cuadrático medio continuó siendo bastante elevado. Excepto en el caso de la uniforme, se superaron los tests de eficiencia. Con la demanda final, los resultados fueron similares, aunque con parámetros constantes nunca se aceptó este mismo test.

5. EL CONTENIDO INFORMATIVO DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN

Con el único objetivo de contrastar el contenido informativo de las encuestas de opinión se van a estimar unos modelos econométricos sencillos, en los que, de acuerdo con la teoría, las expectativas deberían jugar un papel relevante. Para ello, los modelos se estimarán de tres formas distintas: por un lado, se sustituirán las expectativas de las variables por sus valores observados contemporáneos y desfasados, lo que constituye una práctica bastante habitual en econometría; en segundo lugar, se sustituirán por las previsiones que proporcionan los modelos univariantes para las variables cuyas expectativas fueron cuantificadas en el apartado precedente⁽¹⁰⁾, y, por último, se utilizarán las propias expectativas que se derivan de la ECI, elaboradas en este trabajo. La comparación de estos resultados, tanto en términos de los ajustes de las ecuaciones como de los parámetros estimados, permitirá determinar si el contenido informativo de la ECI es relevante, en el sentido de que las expectativas obtenidas en el apartado anterior aporten información adicional a la propia historia de las variables.

El marco teórico en el que se va a desarrollar este análisis es el propuesto en Layard et al. (1991) para la determinación de precios y salarios. Dado que el esquema planteado por estos autores es suficientemente conocido y se ha utilizado de forma extensiva en el caso español, no se va a entrar en los detalles precisos de su formulación; basta con recordar que las empresas disfrutan de un cierto poder de mercado y optimizan beneficios eligiendo los niveles de precios, producción y empleo, y tomando como dados el salario y la demanda. Los salarios se determinan en un contexto de negociación sectorial, en el que los sindicatos defienden los intereses de sus miembros *-insiders-*. El resultado de la negociación de tipo Nash proporciona la siguiente forma funcional [véase Layard et al. (1991), pág. 183]:

$$w_{ind} - p_{ind}^e = \lambda[(v_{ind} - n_{ind})^e + (1 - \alpha)(F_{ind}/N_{ind})^e] + (1 - \lambda)(w^e - p_{ind}^e + \varphi_1 U + \varphi_2 RR + \varphi_3 Z) \quad [22]$$

donde el subíndice ind se refiere a las ramas industriales, las letras minúsculas son logaritmos, W sería el salario, P el precio de venta, Y la producción, N el empleo, F los trabajadores con contrato fijo [que, siguiendo a Dolado y Bentolila (1992),

⁽¹⁰⁾ Los modelos ARIMA de estas variables fueron identificados de forma automática y estimados con el programa TRAMO [véase Gómez y Maravall (1996)].

representarían a los *insiders*], U el desempleo, RR la ratio de reemplazamiento y Z otras variables, como el porcentaje de puestos de trabajo no cubiertos o la tasa de desempleo de larga duración.

La interpretación de esta ecuación es sencilla: los salarios serán una media ponderada de los factores idiosincrásicos de la rama, que vienen representados por la productividad y el porcentaje de empleo fijo -que, además, recoge el poder de negociación sindical-, y de factores agregados, como son el salario medio de la economía y la ratio de reemplazamiento, que configuran el salario de reserva de los trabajadores, el desempleo, que recoge la probabilidad de no encontrar empleo, y otras variables (Z), que aproximarían desplazamientos en la factibilidad de encontrar empleo, dado el nivel de desempleo. Entre estos factores se han seleccionado el desempleo de larga duración, para captar el conocido fenómeno de la hysteresis, y la tasa de vacantes, que podría estar reflejando pérdidas de eficiencia en el proceso de búsqueda de empleo o desequilibrios entre el tipo de trabajo demandado y el ofrecido.

Una vez que los salarios son fijados a nivel de rama a principio de cada período, la empresa representativa decide óptimamente el nivel de precios que maximiza sus beneficios. Suponiendo que la función de producción es del tipo Cobb-Douglas con dos factores productivos -empleo (N_i) y capital (K_i)- y presenta rendimientos constantes a escala, su expresión adoptaría la conocida forma:

$$Y_i = A_i K_i^{(1-\alpha)} N_i^\alpha \quad [23]$$

siendo A el coeficiente de progreso técnico y α el parámetro que recoge las proporciones relativas en que se han de combinar los dos factores productivos. La demanda de bienes que tienen que satisfacer las empresas adopta la forma siguiente:

$$Y_i = \left(P_i / P_j^{(1-\alpha)} \cdot (P_j^*)^\sigma \right)^{-\theta} Yd_i \quad [24]$$

siendo P_j el precio de producción de los competidores domésticos, P_j^* el precio en pesetas de las importaciones de bienes equivalentes, Yd un indicador de demanda sectorial, σ la competencia ejercida por las importaciones y θ el poder de mercado de cada empresa.

El proceso de optimización de beneficios, en un contexto en que todos los productores interiores fijaran idénticos precios, permite obtener la siguiente expresión para los precios agregados de la industria:

$$P_{ind} = cnte + \frac{\alpha}{\alpha + \theta\sigma(1-\alpha)}(w_{ind} + n_{ind} - y_{ind}) + \frac{\theta\sigma(1-\alpha)}{\alpha + \theta\sigma(1-\alpha)}p^* + \frac{1-\alpha}{\alpha + \theta\sigma(1-\alpha)}(y_{d_{ind}} - y_{ind}) \quad [25]$$

Así, los precios industriales serían una media ponderada de los costes laborales unitarios y de los precios en el resto del mundo de bienes equivalentes, que recogerían el efecto de la competencia exterior. Además, se incluiría la presión de la demanda, que tendría un efecto siempre positivo, al operar exclusivamente a través de los costes marginales, y una constante que estaría relacionada con el "mark-up" de precios sobre costes marginales. La hipótesis de que este "mark-up" no se altera en el tiempo ha sido rechazada en diversos análisis empíricos [por ejemplo, Bils (1987), Rotemberg y Woodford (1991), López-Salido y Velilla (1997), etc.]. En este contexto agregado se va a suponer que depende, exclusivamente, de la demanda presente y de la demanda futura, permitiendo que sean los datos los que determinen la estructura subyacente de los mercados industriales a través del signo y de la significatividad de los coeficientes que afectan a estas dos variables, de forma similar a como se hacía en Rotemberg y Woodford (1991). Así, la ecuación que finalmente se estima es la siguiente:

$$P_{ind} = cnte + \alpha' clu_{ind} + (1-\alpha')p^* + \gamma_1 prd_{ind} + \gamma_2 prd_{ind}^\epsilon \quad [26]$$

siendo clu los costes laborales unitarios y prd la presión de la demanda. A grandes rasgos, y utilizando la terminología introducida en Rotemberg y Woodford, se podría decir que la evolución de los márgenes responde a un modelo estático si $\gamma_2 = 0$, se corresponde con el modelo de clientela si $\gamma_2 < 0$ y con el de colusión implícita si $\gamma_2 > 0$.

En el análisis empírico se han utilizado las series estadísticas siguientes. El salario en la industria y el salario agregado se han tomado de la Encuesta de Salarios

(IES), eliminando las cotizaciones que corresponden a los trabajadores⁽¹¹⁾; los precios industriales se corresponden con el IPRI, una vez eliminados los impuestos indirectos; el output es el IPI; el empleo se toma de los afiliados por cuenta ajena y para calcular el peso de los empleados fijos se recurrió a la EPA; la tasa de desempleo se obtuvo utilizando la población activa de la EPA y el registro de afiliados; la tasa de reemplazamiento se obtuvo suponiendo que un empleado tiene determinadas probabilidades de ser fijo o temporal y de permanecer en paro una duración determinada; la tasa de vacantes se corresponde con las ofertas de trabajo no cubiertas del INEM; el porcentaje de desempleados de larga duración se ha tomado de la EPA; el coste laboral unitario se ha obtenido teniendo en cuenta las cotizaciones legales que recaen sobre empresarios y trabajadores; los precios exteriores se corresponden con el IVU de importación de bienes industriales incluyendo los aranceles observados y, por último, la presión de la demanda se corresponde con el indicador sectorial descrito en el apartado precedente.

Los modelos empíricos de precios y salarios se estimaron como mecanismos de corrección del error, para tener en cuenta la posibilidad de que algunas de las series utilizadas fueran no estacionarias. Desde un punto de vista teórico, este tipo de modelización se podría justificar por la presencia, por ejemplo, de costes de ajuste que no se han tenido en cuenta cuando se analizó, esquemáticamente, el modelo teórico. Además, las variables que aparecen contemporáneamente en las ecuaciones podrían ser potencialmente endógenas, por lo que el procedimiento de estimación será el Generalizado de Momentos (GMM). Este problema no quedará resuelto cuando se utilicen las series de expectativas (o previsiones), ya que, debido a la forma en que han sido obtenidas, deberían incorporar algún tipo de error, que obliga a estimar, de nuevo, por el método variables instrumentales. En cambio, en este último caso, no se ha tenido en cuenta que las series de expectativas (o previsiones) son regresores generados, lo cual podría tener implicaciones para la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros estimados; dado que esta matriz se ha estimado teniendo en cuenta la corrección de heterocedasticidad propuesta en Hansen (1982), se espera que la relevancia de tales problemas sea reducida.

⁽¹¹⁾ Para ello, se utilizaron los tipos legales.

La ecuación de salarios estimada, sustituyendo las variables que el modelo teórico sugería que deberían ser expectacionales por sus valores observados, generó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
 \Delta(w_{ind} - p_{ind}) &= 1,72 - 0,22\Delta(w_{ind} - p_{ind})_{-3} - 0,13\Delta(y_{ind} - n_{ind})_{-3} + \\
 &\quad 0,55\Delta(w - p_{ind}) - 0,72(U_{-1} - U_{-4}) - 0,73((w_{ind} - p_{ind})_{-1} - \\
 &\quad 0,19(y_{ind} - n_{ind})_{-1} - 0,96(w - p_{ind})_{-1} + 0,55U_{-1} - \\
 &\quad 0,51UI2_{-3} - 0,07RR_{-1}) + seas
 \end{aligned} \tag{27}$$

$R^2 = 0,99$; $DW = 2,22$; $\sigma*100 = 0,59$; Test de Sargan (9) = 12,04 (p-val = 0,21); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

A largo plazo, el nivel de los salarios en la industria se ve afectado positivamente por la productividad del sector, por el salario agregado, por la tasa de desempleo de larga duración y por la ratio de reemplazamiento; en cambio, el nivel agregado de paro tiene un impacto negativo sobre los mismos. Ni la tasa de vacantes ni el porcentaje de trabajadores con contrato fijo resultaron significativos. El signo de los parámetros estimados parece estar en consonancia con lo que pronosticaba el modelo teórico, apareciendo un fenómeno de "hysteresis" asociado con el desempleo de larga duración. En cambio, la restricción que imponía el modelo teórico sobre la suma de los coeficientes de la productividad y del salario agregado es rechazada por los datos (el test LM proporcionó un valor de 99,11). Este resultado podría ser debido a las insuficiencias de los datos utilizados; recuérdese, por ejemplo, que la productividad se calcula considerando únicamente a los asalariados; por este motivo, creemos que estas ecuaciones no deben ser utilizadas para simular el comportamiento de la economía española. En cualquier caso, se observa que los factores externos a la propia industria tienen un peso mucho más importante que los factores internos, en linea con lo encontrado en otros trabajos, como Andrés y García (1993) o Dolado y Bentolila (1992), utilizando información con mayor grado de desagregación.

A corto plazo, la variación de los salarios en la industria presenta una cierta inercia y se ve influenciada por la variación de la productividad, por la variación de los salarios agregados y por una media ponderada de la variación de la tasa de paro. La productividad aparece con signo negativo, al contrario de lo que predice el modelo

teórico, y el signo negativo de la variación del paro se podría interpretar como un efecto "hysteresis" adicional. Ni el porcentaje de trabajadores con contrato fijo ni la tasa de vacantes parecen tener un efecto significativo sobre la formación de salarios en las empresas industriales españolas. El coeficiente del mecanismo de corrección del error es negativo y menor que la unidad en valor absoluto (como cabría esperar), esta estimación implica que los salarios se ajustan muy rápidamente a la evolución de sus determinantes de largo plazo; además, la significatividad del coeficiente confirma la cointegración de las variables que aparecen en niveles.

Las variables expectacionales disponibles se refieren a la producción y al empleo, lo cual permite calcular la productividad, y a los precios en la industria, por lo que también se podrá obtener un salario real "ex-ante". La estimación del modelo con expectativas se realizó suponiendo que el largo plazo de las ecuaciones venía determinado por las variables observadas, mientras que en el corto plazo deberían aparecer las series de expectativas (o previsiones) que se construyeron previamente. Además, esto concuerda perfectamente con la forma en que se han elaborado, ya que se refieren más a las tasas de variación de las variables relevantes que a sus niveles.

Cuando se sustituyen estas variables por las previsiones que, período a período, proporcionan sus correspondientes modelos ARIMA, los resultados obtenidos fueron:

$$\begin{aligned}
 \Delta(w_{ind} - p_{ind}^P) = & -0,64 \underset{(-1.80)}{=} 0,25\Delta((w_{ind} - p_{ind}^P)_{-3} + (w_{ind} - p_{ind}^P)_{-4}) + \\
 & 0,27\Delta(y_{ind}^P - n_{ind}^P)_{-2} \underset{(5.73)}{=} 0,15\Delta(y_{ind}^P - n_{ind}^P)_{-3} \underset{(4.58)}{=} 0,84\Delta(w - p_{ind}^P) - \\
 & 0,63\Delta U_{-1} \underset{(-2,44)}{=} 1,07((w_{ind} - p_{ind})_{-1} - 0,02(y_{ind} - n_{ind})_{-1} \underset{(-8,94)}{=} \\
 & 1,11(w - p_{ind})_{-1} \underset{(-52,48)}{=} 0,22U_{-1} \underset{(4,34)}{=} 0,58U12_{-3} \underset{(-6,40)}{=} 0,04RR_{-1} + seas \underset{(-2,39)}{=} [28]
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0,99$; $DW = 1,82$; $\sigma^*100 = 0,52$; Test de Sargan (8) = 13,15 (p-val = 0,11); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

Como se puede comprobar, la ecuación estimada en este caso es bastante deficiente. A largo plazo, la productividad en la industria deja de ser un determinante de los salarios, aunque a corto plazo aparece con el signo correcto pero desfasado varios períodos. Más importante resulta que el coeficiente estimado para el mecanismo

de corrección del error sea superior a la unidad en valor absoluto, lo cual no parece compatible con las propiedades estocásticas de las variables analizadas. Por último, el p-valor de las restricciones de sobreidentificación se reduce drásticamente, por lo que esta ecuación parece menos adecuada que la anterior.

El modelo estimado con las expectativas cuantificadas que se han elaborado en este trabajo y que se han presentado en el apartado precedente fue el siguiente:

$$\begin{aligned}
 \Delta(w_{ind} - p_{ind}^e) = & 0,09 - 0,44\Delta(w_{ind} - p_{ind}^e)_{-3} + 0,31\Delta(y_{ind}^e - n_{ind}^e) + \\
 & 0,56\Delta(w - p_{ind}^e) - 0,39\Delta(w - p_{ind}^e)_{-4} - 0,81\Delta U_{-1} - \\
 & 0,81((w_{ind} - p_{ind})_{-1} - 0,05(y_{ind} - n_{ind})_{-1} - 1,05(w - p_{ind})_{-1} + \\
 & 0,11U_{-1} - 0,19U12_{-3} - 0,09RR_{-1}) + seas \\
 & (0,33) \quad (-8,14) \quad (4,73) \quad (5,83) \quad (-6,94) \quad (-5,01) \\
 & (-10,88) \quad (-2,47) \quad (-58,60) \quad (2,19) \quad (-2,12) \quad (-3,90)
 \end{aligned} \tag{29}$$

$R^2 = 0,99$; $DW = 2,39$; $\sigma^*100 = 0,45$; Test de Sargan (8) = 8,42 (p-val = 0,39); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

La especificación para la ecuación de salarios que se obtiene cuando se incluyen las expectativas a corto plazo es muy similar a la de los dos precedentes, aunque el ajuste es ligeramente más favorable, como se desprende de la menor desviación estándar de los residuos. Además, el test de Sargan es superado con más holgura, lo cual implica que la función a minimizar alcanza un valor inferior. Entre los determinantes a largo plazo de los salarios en la industria, los factores externos a la propia empresa vuelven a dominar a los factores internos y la restricción sobre los parámetros estimados para la productividad y el salario agregado sigue sin ser aceptada por los datos. Además, tanto la tasa de paro como su componente de larga duración tienen un impacto medio más reducido. A corto plazo, la variación de la productividad aparece contemporáneamente con el signo esperado y la variación de los salarios agregados ejercen una menor presión sobre los salarios actuales. Por otra parte, el fenómeno de "hysteresis" continúa manifestándose con intensidad. El coeficiente del mecanismo de corrección del error vuelve a ser inferior a la unidad en valor absoluto, aumentando su significatividad.

En el caso de la estimación de la ecuación sobre los precios industriales, la única variable de expectativas que debería aparecer, en el esquema propuesto, es la presión de la demanda. La estimación del modelo, incluyendo el valor adelantado del indicador de demanda, proporcionó los siguientes resultados:

$$\begin{aligned}
 \Delta p_{ind} = & -2,00 + 0,29 \Delta p_{ind-1} + 0,07 \Delta^2 clu_{ind} + \\
 & 0,17 \Delta p^* + 0,49 \Delta tix - 0,17(p_{ind-1} - 0,58 clu_{ind-1}) - \\
 & 0,67 p^*_{-1} - 0,35(prd_{-2} + prd_{-4}) - 0,52 prd_{+1} + seas \\
 & (-5,97) \quad (3,58) \quad (5,85) \quad (7,38) \quad (3,43) \quad (-5,89) \quad (-36,89) \quad (-5,84) \quad (-8,30) \quad (-4,51)
 \end{aligned} \quad [30]$$

$R^2 = 0,73$; $DW = 2,12$; $\sigma^*100 = 0,39$; Test de Sargan (11) = 6,83 (p-val = 0,81); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

Como predecía el modelo teórico, a largo plazo, los precios industriales se ven afectados positivamente por los costes laborales unitarios y por el precio de las importaciones de bienes industriales, aunque no se puede aceptar estadísticamente que la suma de ambos coeficientes sea la unidad (p-val = 0,03); al igual que en el caso de los salarios, las insuficiencias de los datos utilizados podrían ser lo que condicionara tal resultado, por lo que esta ecuación también debe ser tomada con mucha cautela. En cuanto a sus tamaños relativos, según las TIO de la economía española, el peso medio de los costes laborales en la producción industrial se situaría alrededor del 24%, la proporción de importaciones de bienes sobre producción sería del 29% y los consumos intermedios importados representarían aproximadamente el 16% de la producción; esto implicaría, de acuerdo con la expresión [25], que el parámetro que afecta al coste laboral unitario debería situarse alrededor de 0,41, el de los precios de importación alrededor de 0,59 y el de la presión de la demanda, sin tener en cuenta el impacto de la misma en los márgenes, en 1,32. Los dos primeros coeficientes son similares a los aquí estimados, y, presumiblemente, el hecho de que no sumen la unidad es consecuencia de la omisión de otros consumos intermedios de bienes y servicios. En el caso de la demanda, dado que su impacto retardado sería de 0,70, el efecto de la demanda contemporánea sobre el nivel de márgenes sería negativo. Teniendo en cuenta que el impacto de la demanda adelantada sería positivo, en la terminología de Rotemberg y Woodford se estaría en el caso de colusión implícita.

A corto plazo, las aceleraciones de los costes laborales unitarios y las variaciones en los precios de importación son fundamentales para explicar la variación de los precios en la industria, y, además, se transmiten en alguna medida las alteraciones de los impuestos indirectos a los precios de venta sin impuestos, aunque tal efecto sobre el nivel de precios es puramente temporal. El parámetro del mecanismo de corrección del error es negativo, menor de la unidad en valor absoluto y muy significativo, aunque la transmisión de los *shocks* sobre los determinantes a largo plazo de los precios se produce con mayor lentitud que en el caso de los salarios.

Cuando las expectativas de demanda fueron sustituidas por las previsiones obtenidas de su modelo ARIMA, se obtuvieron los resultados que se detallan a continuación:

$$\begin{aligned}
 \Delta p_{ind} = & -1,75 + 0,23\Delta p_{ind-1} + 0,05\Delta^2 clu_{ind} + \\
 & 0,17\Delta p^* + 0,52\Delta tix - 0,14(p_{ind-1} - 0,58 clu_{ind-1}) - \\
 & 0,80p^*_{-1} - 0,27(prd_{-2} + prd_{-4}) - 0,48prd_{+1}^* + seas \\
 & \quad [31]
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0,67$; $DW = 1,91$; $\sigma^*100 = 0,44$; Test de Sargan (11) = 11,83 (p-val = 0,38); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

Esta ecuación es muy similar a la obtenida previamente, aunque el ajuste es menos satisfactorio. Los coeficientes estimados también son estadísticamente indistinguibles y, por tanto, comparten sus implicaciones económicas.

Cuando el indicador de demanda adelantado se sustituye por las expectativas de demanda derivadas en el apartado precedente, la ecuación estimada es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 \Delta p_{ind} = & -1,95 + 0,22\Delta p_{ind-1} + 0,06\Delta^2 clu_{ind} + \\
 & + 0,18\Delta p^* + 0,56\Delta tix - 0,15(p_{ind-1} - 0,61 clu_{ind-1}) - \\
 & 0,86p^*_{-1} - 0,36(prd_{-2} + prd_{-4}) - 0,64prd_{+1}^* + seas \\
 & \quad [32]
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0,68$; $DW = 2,00$; $\sigma^*100 = 0,43$; Test de Sargan (11) = 11,80 (p-val = 0,38); período muestral: 85:2-95:3; t-ratios corregidos de heterocedasticidad entre paréntesis.

Como en el caso precedente, el ajuste de la ecuación es algo menos satisfactorio que en la primera alternativa de modelización: la desviación estándar es mayor y el test de Sargan proporciona un valor más elevado. Además, las restricciones a largo plazo de la ecuación continuaron sin cumplirse, pero el coeficiente estimado para las expectativas de demanda fue significativamente mayor. Esto implica que estas expectativas no solo anticipan la evolución ex-post de la demanda, sino que tienen menor volatilidad.

6. CONCLUSIONES

El objetivo que nos hemos propuesto en este trabajo ha sido la estimación de las expectativas de los agentes acerca de la evolución de determinadas variables a partir de una fuente de información -la Encuesta de Coyuntura Industrial-, cuya utilización, en España, hasta la fecha, ha estado bastante relegada. La principal característica de la ECI es su carácter cualitativo, por lo que la obtención de expectativas cuantitativas para las variables sobre las que se solicita información requiere la aplicación de diversos métodos de cuantificación ya planteados en la literatura, proponiéndose ciertos estadísticos que permiten seleccionar el procedimiento más adecuado.

Con el fin de contrastar la idoneidad de las series de expectativas elaboradas, se han incluido en un modelo econométrico de determinación de precios y salarios basado en el esquema propuesto por Layard et al. (1991), comparando los resultados de la estimación con los aportados por otros métodos de generación de expectativas, como son el suponer previsión perfecta o la utilización de modelos univariantes. En el caso de la determinación de los salarios en la industria, la consideración de las expectativas cuantificadas en este trabajo no solo mejora el ajuste de la ecuación, sino que la variación de la productividad aparente del trabajo aparece con el signo que la teoría predice, algo que no ocurre cuando se considera previsión perfecta. Para los precios industriales, la única variable cuyas expectativas deberían jugar algún papel en el esquema propuesto es la presión de la demanda; las expectativas cuantificadas de esta variable no mejoran el ajuste de la ecuación respecto al caso de previsión perfecta, pero el impacto de la misma sobre los precios es mayor y más acorde con el valor que tomarían los parámetros, de acuerdo con la teoría económica.

Cuadro 4.1
Encuestas de opinión sobre empleo y EPA

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,05 (8,42)	0,05 (8,49)	-	0,39 (0,58)	0,22 (0,41)	-
S	-	-	0,14 (4,04)	-	-	0,00 (0,00)
C	-	-	-0,08 (-3,20)	-	-	0,00 (0,00)
R ²	0,75	0,76	0,77	261,07	260,99	252,37
DW	2,36	2,39	2,50	-	-	-
σ ×100	0,82	0,81	0,80	0,39	0,41	0,39
Corr 3 ^{ra} orden	0,35	0,45	0,79	1,22	1,38	1,03
ARCH	0,50	0,55	0,94	-	-	-
Normalidad	1,83	1,63	1,44	2,31	2,44	1,78

Notas: En el caso de los parámetros variables R² se corresponde con el logaritmo de la verosimilitud; DW, estadístico Durbin-Watson; σ. Desviación estándar de los residuos (en el caso de los parámetros variables se refiere a la ecuación de medida); Corr, test LM de correlación residual; ARCH, test de heterocedasticidad de los residuos; Normalidad, test Bara-Jarque; * significativo al 5%; ** significativo al 10%; entre paréntesis t-ratios.

Cuadro 4.2

Encuestas de opinión sobre empleo y afiliados a la Seguridad Social

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,05 (16,68)	0,04 (17,10)	-	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-
S	-	-	0,15 (8,11)	-	-	0,00 (0,00)
C	-	-	-0,08 (-6,84)	-	-	14,36 (0,00)
R ²	0,93	0,93	0,94	303,57	303,87	292,36
DW	1,73	1,79	1,97	-	-	-
σ ×100	0,39	0,38	0,36	0,06	0,05	0,00
Corr. 3 ^{ra} orden	0,61	0,41	0,45	4,16	3,13	2,87
ARCH	0,86	1,11	1,29	-	-	-
Normalidad	2,50	1,90	1,29	0,32	1,07	0,83

Notas: Véase cuadro previo.

Cuadro 4.3

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre empleo y EPA

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,8477	0,8473	0,8468	0,8130	0,8124	0,7812
Error medio	0,0013	0,0016	0,0036	0,0010	0,0011	0,0022
Error cuadr. medio	0,8034	0,8088	0,8797	0,9363	0,9159	0,9995
Pes. & Tim.	3,75*	3,75*	3,75*	3,35*	3,35*	3,35*
Insegadez	0,87	1,04	2,31*	0,54	0,66	1,15
Eficiencia	0,38	0,52	2,86	2,01	1,35	1,89

Cuadro 4.4

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre empleo y afiliados

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,9065	0,9266	0,9271	0,8933	0,9025	0,8979
Error medio	0,0010	0,0013	0,0029	0,0014	0,0014	0,0023
Error cuadr. medio	0,5708	0,5123	0,5780	0,6105	0,5852	0,6273
Pes. & Tim.	3,96*	3,96*	3,96*	3,48*	3,48*	3,96*
Insegadez	0,91	1,29	2,93*	1,21	1,22	2,06*
Eficiencia	0,60	0,80	4,54**	0,72	0,73	2,05

Cuadro 4.5
Encuestas de opinión sobre precios e IPRI

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,03 (5,19)	0,03 (4,38)	-	12,81 (1,71)	11,07 (1,65)	-
S	-	-	0,05 (3,25)	-	-	3,71 (0,79)
C	-	-	-	-	-	17,30 (0,55)
Snl	-	-	0,39 (1,89)	-	-	-
Cnl	-	-	0,86 (3,08)	-	-	-
ρ_1	0,26 (2,13)	0,31 (2,44)	-	-	-	-
ρ_2	0,33 (2,81)	0,30 (2,52)	-	-	-	-
R ²	-	-	0,78	636,94	635,08	621,00
DW	-	-	1,80	-	-	-
$\sigma \times 100$	0,81	0,83	0,76	0,002	0,002	0,003
Corr 3 ^a orden	-	-	1,80	1,20	1,24	1,60
ARCH	0,40	0,37	0,06	-	-	-
Normalidad	4,47	4,52	6,79*	0,40	0,35	0,90

Notas: Véanse cuadros previos; Snl, Cnl, parámetros γ_1 y γ_2 en la expresión [17]; ρ_i , parámetros autorregresivos en el ruido del modelo.

Cuadro 4.6

Encuestas de opinión sobre precios e IPRI corregido por fiscalidad

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,03 (6,78)	0,03 (6,09)	-	0,49 (0,87)	0,53 (0,99)	-
S	-	-	0,12 (9,82)	-	-	0,00 (0,00)
C	-	-	0,05 (1,90)	-	-	0,00 (0,00)
ρ_1	0,22 (1,81)	0,26 (2,10)	-	-	-	-
ρ_2	0,28 (2,33)	0,26 (2,10)	-	-	-	-
R^2	-	-	0,80	646,91	646,54	641,35
DW	-	-	2,08	-	-	-
$\sigma \times 100$	0,68	0,70	0,63	0,41	0,40	0,47
Corr. 3 ^a orden	-	-	0,47	1,37	1,62	2,42
ARCH	0,91	0,88	0,94	-	-	-
Normalidad	4,51	4,71**	2,01	3,69	3,68	2,23

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.7

Encuestas de opinión sobre precios y deflactor del valor añadido en la industria

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,03 (7,62)	0,03 (6,66)	-	1693,6 (0,51)	1086,0 (0,46)	-
S	-	-	0,09 (6,81)	-	-	38,70 (1,30)
C	-	-	0,01 (0,26)	-	-	0,00 (0,00)
ρ_1	0,82 (6,46)	0,85 (6,64)	0,69 (5,65)	-	-	-
ρ_2	-0,16 (-0,94)	0,23 (-1,37)	0,01 (0,09)	-	-	-
ρ_3	-0,22 (-1,71)	-0,15 (-1,12)	-0,37 (-3,07)	-	-	-
R^2	-	-	-	646,10	646,00	626,59
DW	-	-	-	-	-	-
$\sigma \times 100$	0,56	0,57	0,54	0,00	0,00	0,01
Corr. 3 ^{er} orden	-	-	-	12,14 [*]	10,79 [*]	14,47 [*]
ARCH	0,39	0,53	0,35	-	-	-
Normalidad	2,67	5,06 ^{**}	1,06	0,75	1,10	0,56

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.8

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre precios e IPR

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,8528	0,8440	0,8734	0,8396	0,8420	0,7949
Error medio	-	-	-	-	-	-
Error cuadr. medio	0,7295	0,7486	0,6764	0,8195	0,8161	0,9491
Pes. & Tim.	6,04°	6,25°	6,17°	5,86°	5,86°	6,10°
Insegadez	-	-	-	-	-	-
Eficiencia	-	-	-	-	-	-

Cuadro 4.9

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre precios e IPRICF

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,8690	0,8628	0,8982	0,8451	0,8447	0,8464
Error medio	-	-	-	-	-	-
Error cuadr. medio	0,6292	0,6430	0,5612	0,7140	0,7219	0,7169
Pes. & Tim.	6,25°	6,57°	6,04°	6,17°	5,94°	6,40°
Insegadez	-	-	-	-	-	-
Eficiencia	-	-	-	-	-	-

Cuadro 4.10

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre precios y deflactor del VAB

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,8871	0,8806	0,8991	0,8369	0,8325	0,8209
Error medio	-	-	-	-	-	-
Error cuadr. medio	0,5388	0,5534	0,5110	0,6704	0,6782	0,6991
Pes. & Tim.	5,81°	5,61°	6,14°	6,23°	6,23°	6,02°
Insegadez	-	-	-	-	-	-
Eficiencia	-	-	-	-	-	-

Cuadro 4.11

Encuestas de opinión sobre producción e IPI

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,02 (3,67)	0,02 (3,66)	-	0,00 (0,00)	0,00 (0,30)	-
S	-	-	-0,00 (-0,03)	-	-	0,00 (0,00)
C	-	-	-0,09 (-1,83)	-	-	0,00 (1,10)
β_1	-0,29 (-2,36)	-0,29 (-2,36)	-0,31 (-2,44)	-	-	-
R ²	-	-	-	474,45	474,37	462,68
DW	-	-	-	-	-	-
$\sigma \times 100$	1,83	1,84	1,84	1,92	1,91	1,84
Corr 3 ^{er} orden	-	-	-	3,13	3,05	2,97
ARCH	1,78	1,80	1,27	-	-	-
Normalidad	2,97	2,91	3,32	2,00	1,93	1,75

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.12
Encuestas de opinión sobre producción y VABI

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,01 (1,06)	0,01 (1,03)	-	0,22 (1,66)	0,21 (1,63)	-
S	-	-	0,02 (1,11)	-	-	8,98 (0,00)
C	-	-	-0,01 (-0,48)	-	-	10,33 (0,35)
ρ_1	1,12 (9,93)	1,12 (9,96)	1,12 (9,84)			
ρ_2	-0,53 (-5,00)	-0,53 (-5,00)	-0,53 (-4,98)	-	-	-
R ²	-	-	-	619,98	619,93	628,22
DW	-	-	-	-	-	-
$\sigma \times 100$	0,48	0,48	0,48	0,35	0,35	0,005
Corr 3 ^{er} orden	-	-	-	35,22*	35,26*	32,93*
ARCH	0,95	0,96	1,40	-	-	-
Normalidad	1,50	1,45	1,14	0,71	0,67	0,27

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.13

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre producción e IPI

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,9844	0,9844	0,9764	0,9774	0,9771	0,9771
Error medio	-0,0028	-0,0028	-0,0102	-0,0079	-0,0081	-0,0004
Error cuadr. medio	1,9360	1,9373	2,7129	2,6098	2,6300	2,7788
Pes. & Tim.	5,21°	5,21°	5,00°	4,96°	4,06°	4,49°
Insegadez	-1,16	-1,17	-3,21°	-2,51°	-2,56°	-0,12
Eficiencia	0,78	0,79	10,26°	8,89°	9,07°	13,66°

Cuadro 4.14

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre producción y VABI

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,3295	0,3290	0,3271	0,5142	0,5126	0,7008
Error medio	-0,0003	-0,0004	-0,0020	0,0002	0,0002	0,0025
Error cuadr. medio	0,8708	0,8708	0,8925	0,8278	0,8311	0,7756
Pes. & Tim.	0,88	0,88	1,17	3,67°	3,67°	4,65°
Insegadez	-0,35	-0,35	-1,79°	0,21	0,21	2,71°
Eficiencia	0,40	0,39	1,90	3,34	3,53	12,44°

Cuadro 4.15

Encuestas de opinión sobre demanda y PRD

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hiperparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,06 (8,23)	0,06 (7,96)	-	1,20 (1,00)	1,43 (0,98)	-
S	-	-	0,16 (1,89)	-	-	257,63 (0,97)
C	-	-	-0,14 (-3,33)	-	-	21,84 (1,02)
ρ_1	0,59 (5,51)	0,61 (5,76)	0,61 (5,66)	-	-	-
R ²	-	-	-	595,76	594,66	587,11
DW	-	-	-	-	-	-
$\sigma \times 100$	1,04	1,05	1,06	0,14	0,13	0,12
Corr 3 ^{er} orden	-	-	-	0,73	0,74	0,41
ARCH	0,72	0,46	0,43	-	-	-
Normalidad	2,62	2,13	0,72	4,77**	5,01**	2,89

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.16

Encuestas de opinión sobre demanda y DF

	Parámetros constantes			Parámetros variables (Hipérparámetros)		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
d	0,01 (1,45)	0,01 (1,41)	-	93,80 (0,95)	89,46 (0,99)	-
S	-	-	0,02 (0,91)	-	-	173,32 (0,96)
C	-	-	-0,01 (-0,45)	-	-	170,75 (1,58)
ρ_1	1,15 (9,31)	1,16 (9,46)	1,18 (9,58)			
ρ_2	-0,39 (-3,47)	-0,40 (-3,54)	-0,42 (-3,68)	-	-	-
R ²	-	-	-	760,58	759,96	744,22
DW	-	-	-	-	-	-
$\sigma \times 100$	0,31	0,31	0,32	0,00	0,00	0,00
Corr 3 ^{er} orden	-	-	-	9,13*	9,25*	8,97*
ARCH	2,18	2,22	2,47	-	-	-
Normalidad	4,52	4,48	4,81**	3,44	3,74	1,53

Notas: Véanse cuadros previos.

Cuadro 4.17

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre demanda y PRD

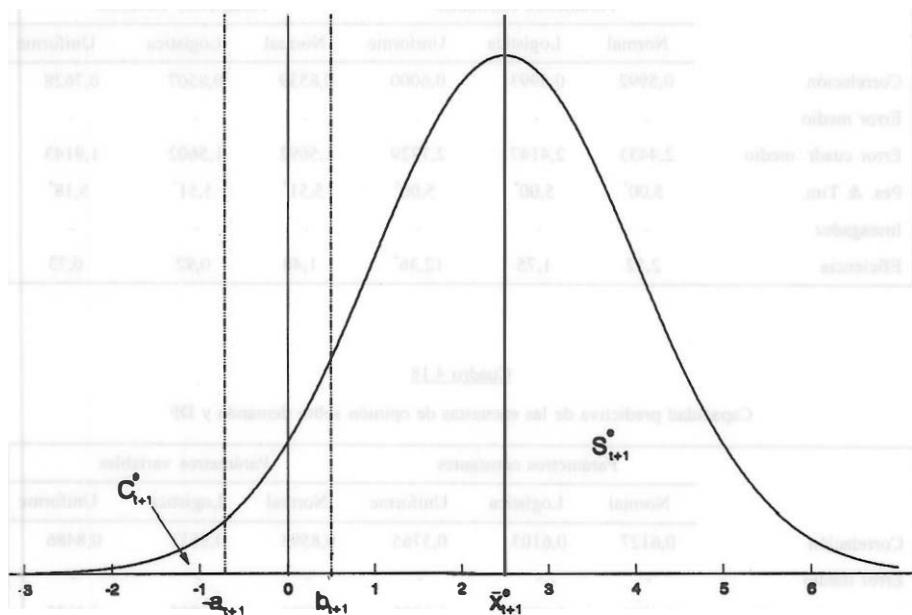
	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,5992	0,5993	0,6000	0,8539	0,8507	0,7628
Error medio	-	-	-	-	-	-
Error cuadr. medio	2,4433	2,4147	2,7729	1,5692	1,5602	1,9143
Pes. & Tim.	5,00*	5,00*	5,00*	5,51*	5,51*	5,18*
Insegadez	-	-	-	-	-	-
Eficiencia	2,52	1,75	12,36*	1,48	0,92	0,73

Cuadro 4.18

Capacidad predictiva de las encuestas de opinión sobre demanda y DF

	Parámetros constantes			Parámetros variables		
	Normal	Logística	Uniforme	Normal	Logística	Uniforme
Correlación	0,6127	0,6105	0,5765	0,8598	0,8632	0,8486
Error medio	-	-	-	-	-	-
Error cuadr. medio	0,6889	0,6953	0,6885	0,3809	0,3809	0,4127
Pes. & Tim.	4,70*	4,70*	4,73*	5,52*	5,52*	5,52*
Insegadez	-	-	-	-	-	-
Eficiencia	12,63*	12,02*	8,68*	0,87	0,90	3,08

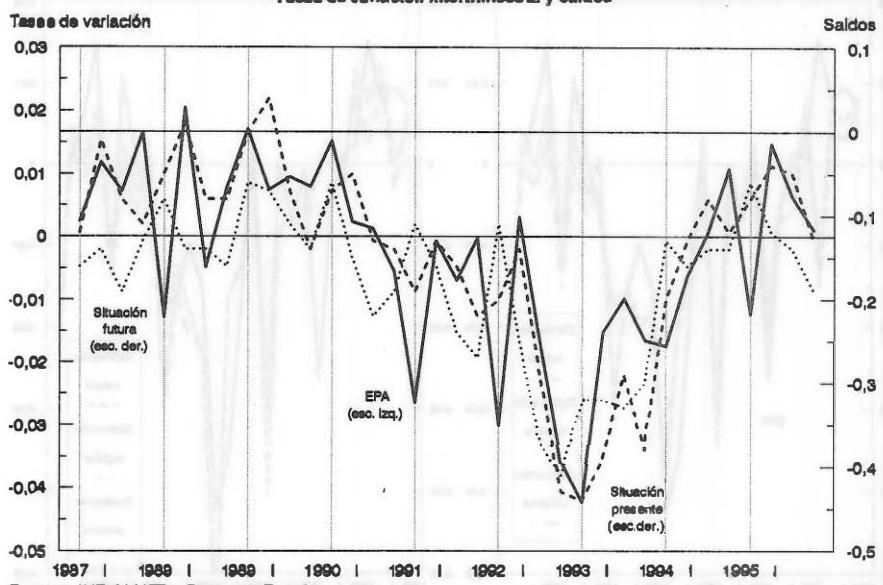
3.1. DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDAD DE LAS RESPUESTAS



4.1. EMPLEO EN LA INDUSTRIA

EPA Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

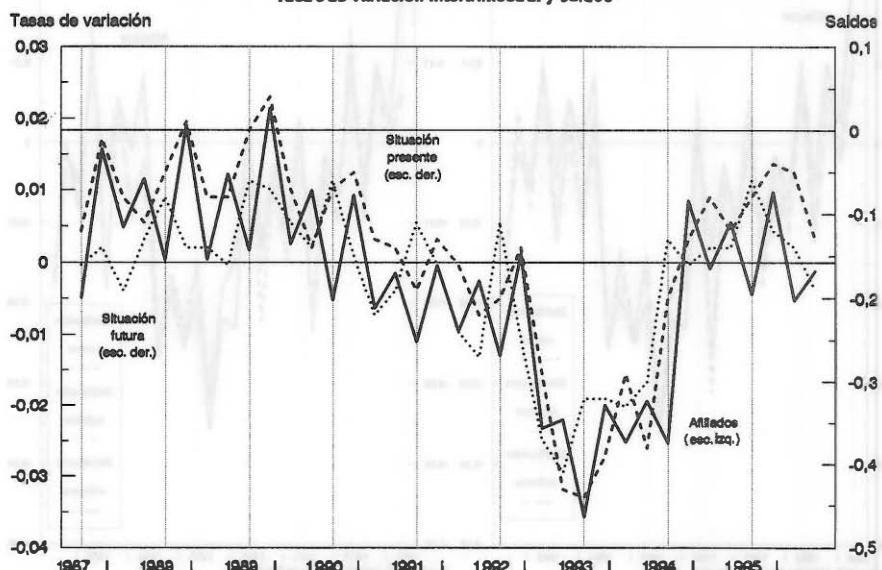
Tasa de variación Intertemporal y salidas



Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

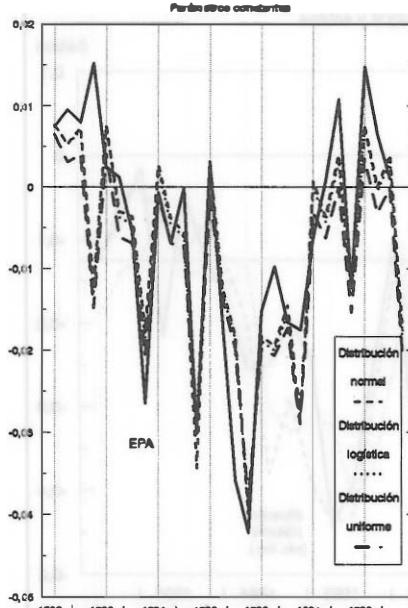
4.2. EMPLEO EN LA INDUSTRIA AFILIADOS NO AUTÓNOMOS Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

Toma de verificación Intertemporal y saldos



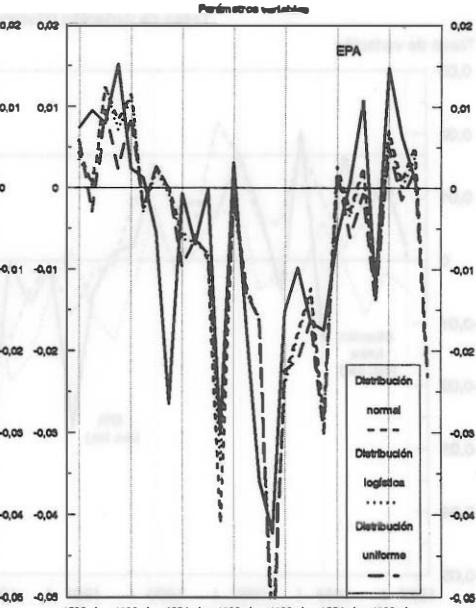
Fuente: INE, MINER y Banca de España.

4.3. EMPLEO EN LA INDUSTRIA
EPA Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



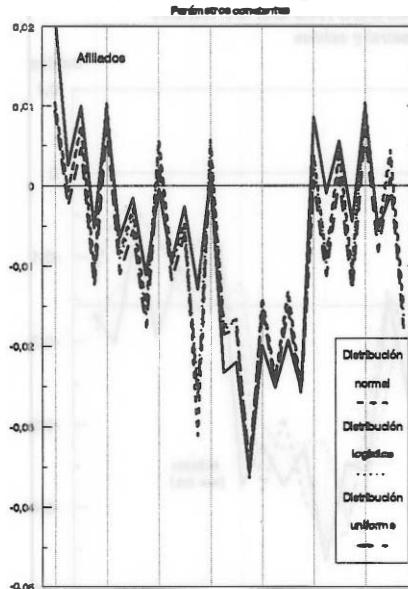
Fuente: INE, MINER y Banco de España.

4.4. EMPLEO EN LA INDUSTRIA
EPA Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



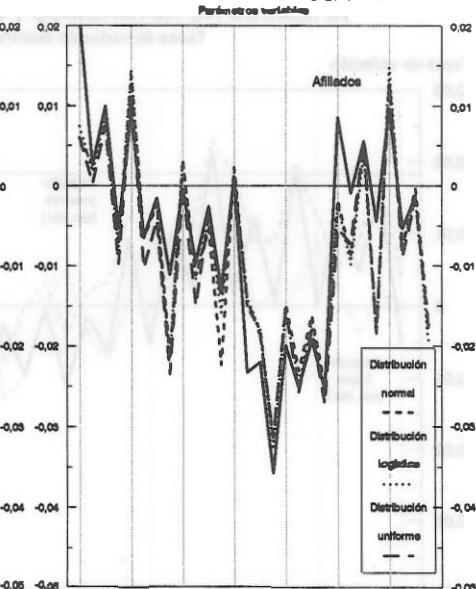
Fuente: INE, MINER y Banco de España.

4.5. EMPLEO EN LA INDUSTRIA
AFILIADOS Y EXPECTATIVAS DE LAS ENC. DE OPINIÓN



Fuente: INE, MINER y Banco de España.

4.6. EMPLEO EN LA INDUSTRIA
AFILIADOS Y EXPECTATIVAS DE LAS ENC. DE OPINIÓN

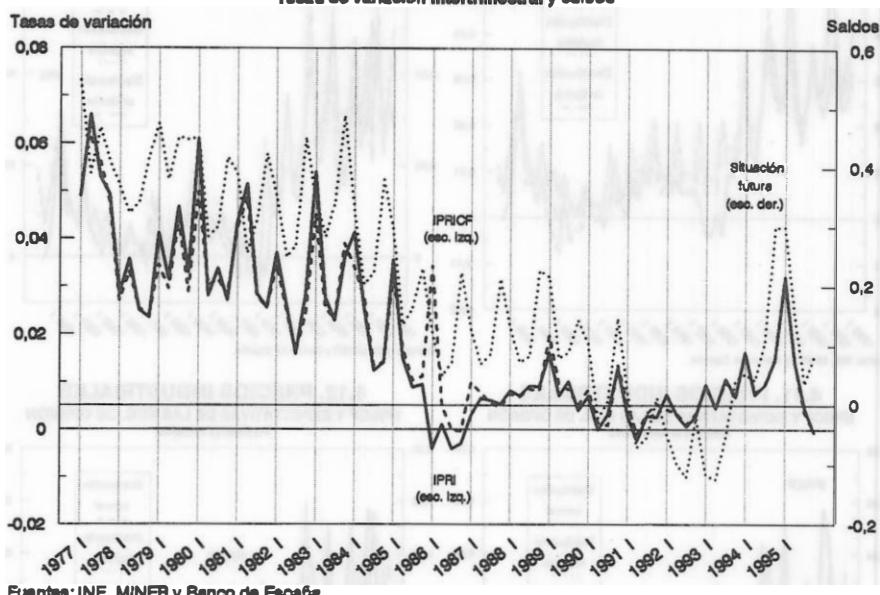


Fuente: INE, MINER y Banco de España.

4.7. PRECIOS INDUSTRIALES

IPRI Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

Tasas de variación intertrimestral y saldos

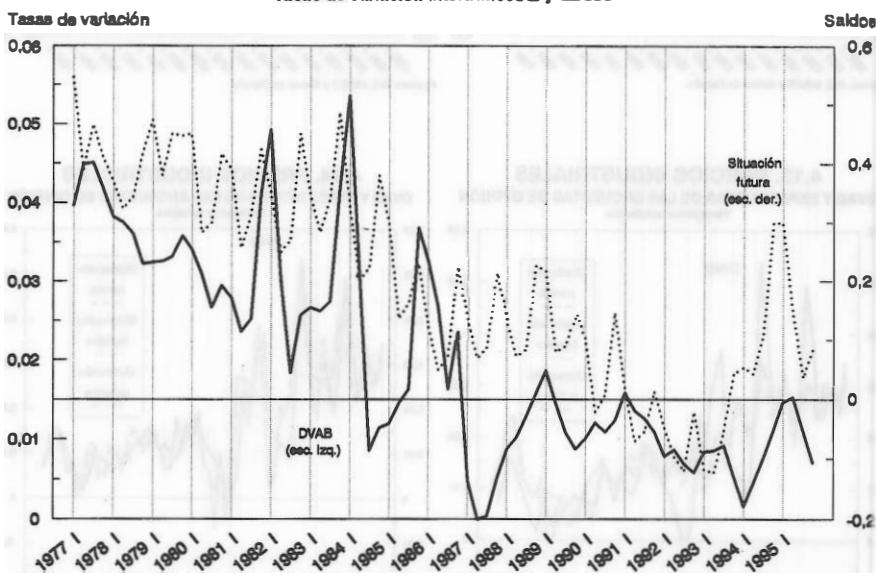


Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.8. PRECIOS INDUSTRIALES

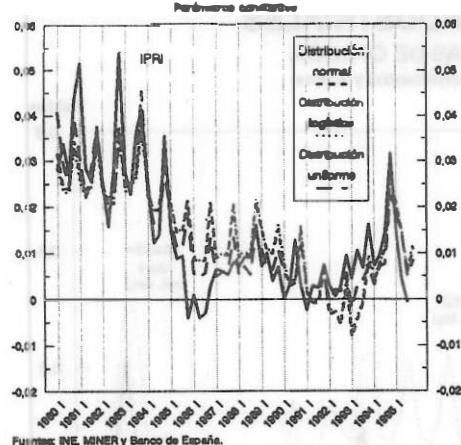
DEFLACTOR DEL VAB Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

Tasas de variación intertrimestral y saldos

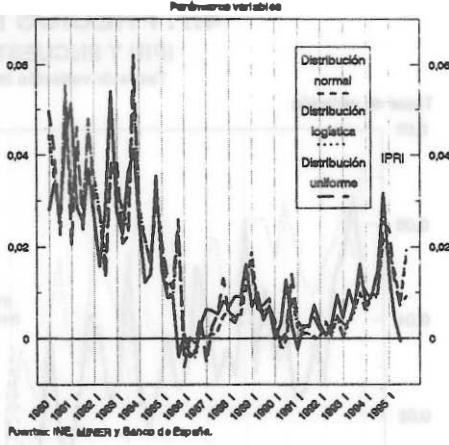


Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

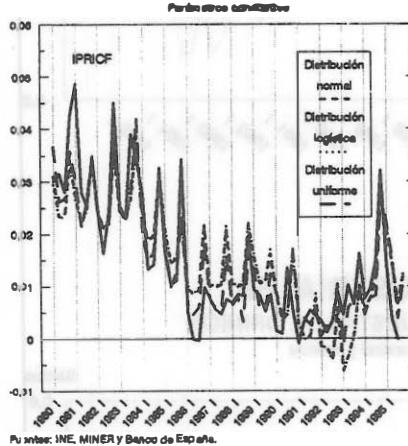
4.9. PRECIOS INDUSTRIALES
IPRI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



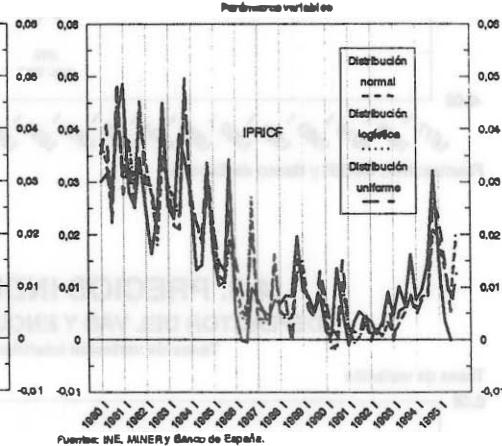
4.10. PRECIOS INDUSTRIALES
IPRI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



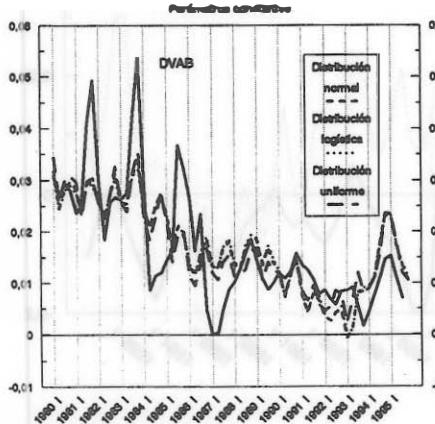
4.11. PRECIOS INDUSTRIALES
IPRICF Y EXPECTATIVAS DE LAS ENC. DE OPINIÓN



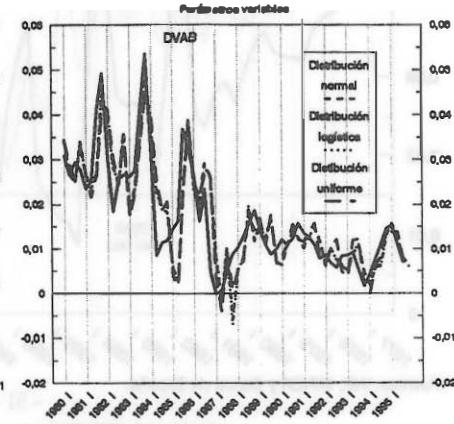
4.12. PRECIOS INDUSTRIALES
IPRICF Y EXPECTATIVAS DE LAS ENC. DE OPINIÓN



4.13. PRECIOS INDUSTRIALES
DVAB Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



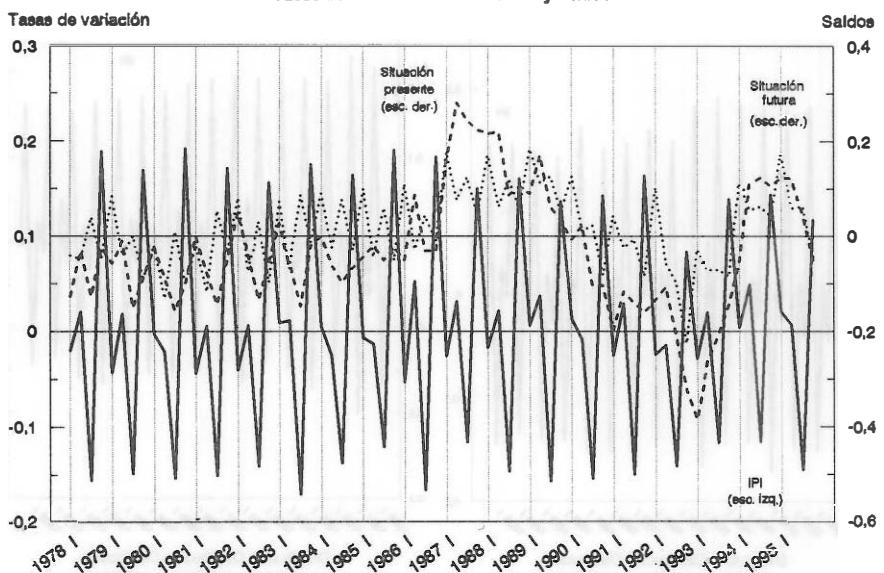
4.14. PRECIOS INDUSTRIALES
DVAB Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



4.15. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

IPI Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

Tasas de variación Intertrimestral y saldos

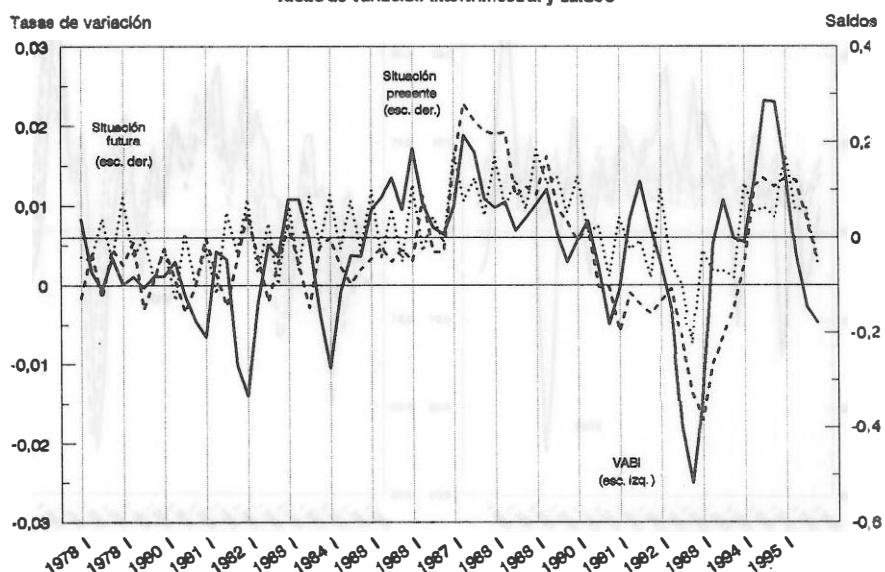


Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.16. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL

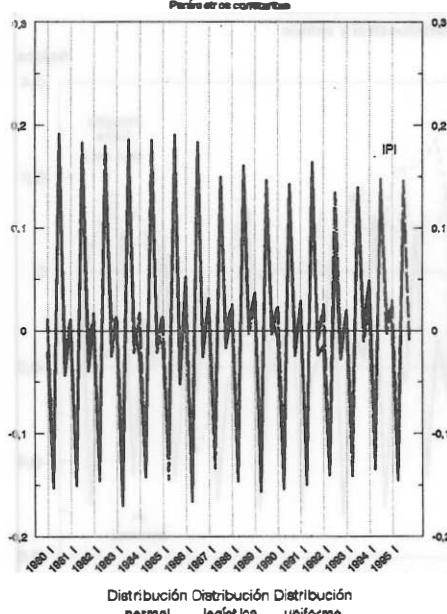
VABI Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

Tasas de variación Intertrimestral y saldos



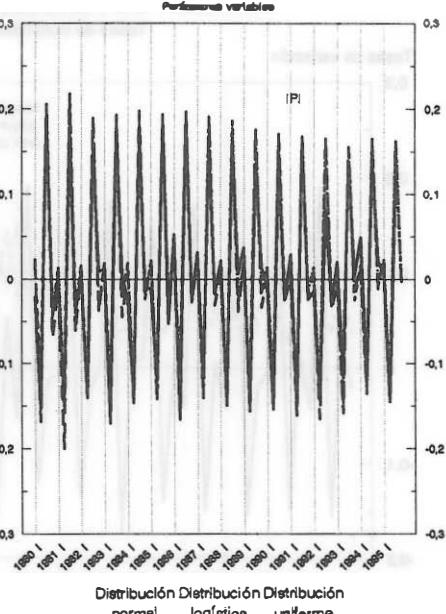
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.17. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
IPI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



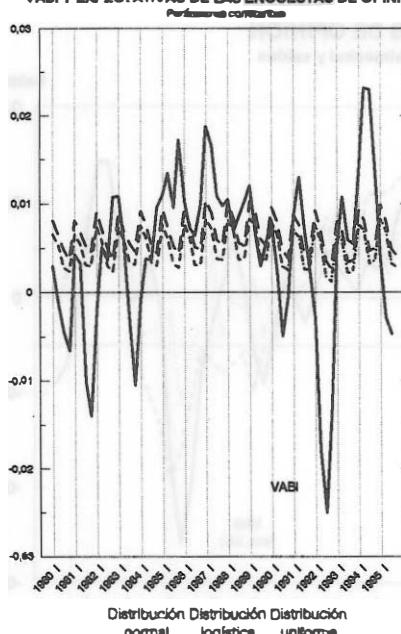
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.18. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
IPI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



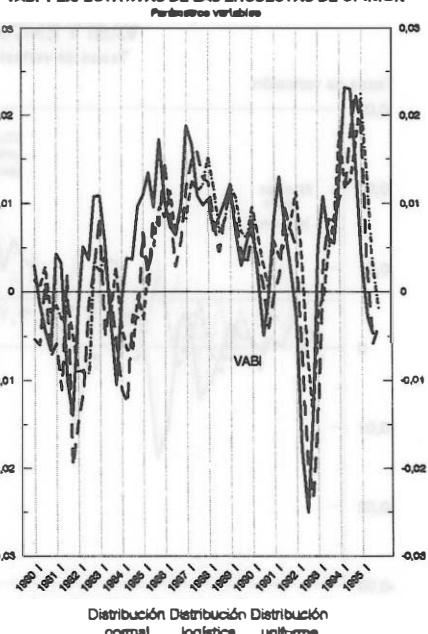
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.19. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
VABI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



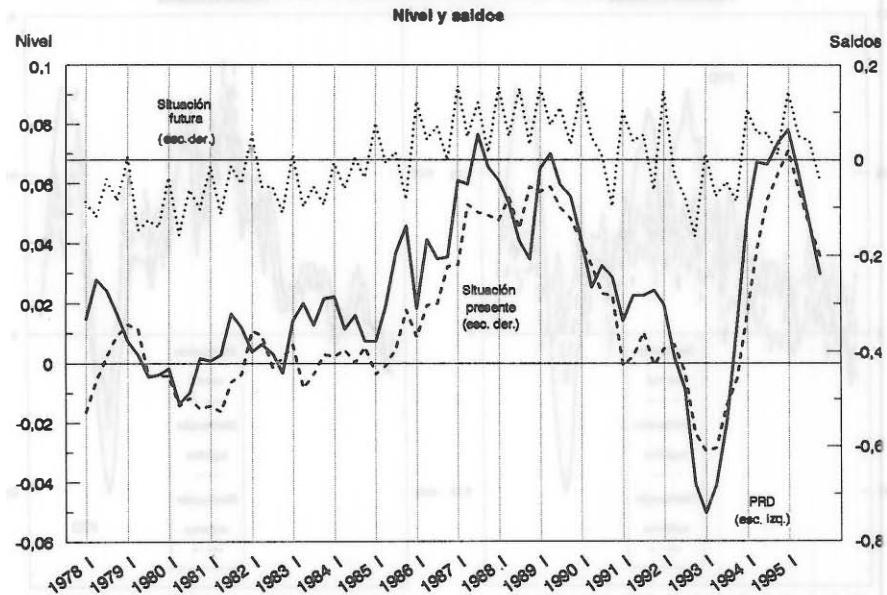
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.20. PRODUCCIÓN INDUSTRIAL
VABI Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



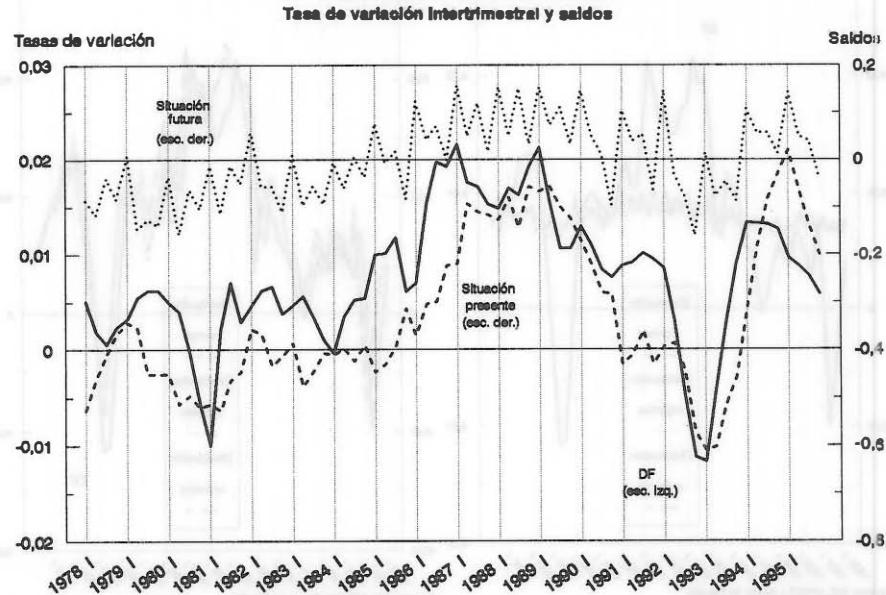
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.21. DEMANDA INDUSTRIAL PRD Y ENCUESTAS DE OPINIÓN



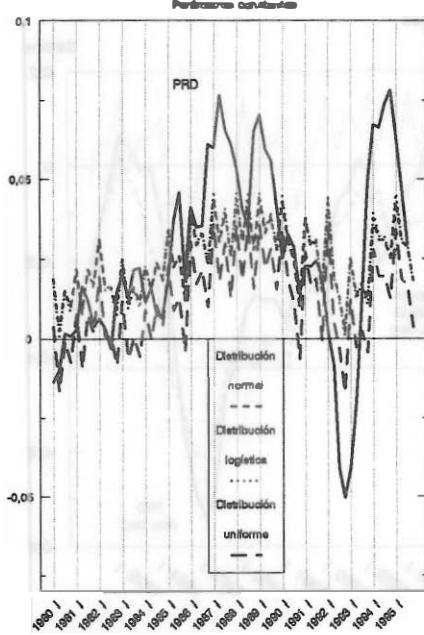
Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

4.22. DEMANDA INDUSTRIAL DF Y ENCUESTAS DE OPINIÓN

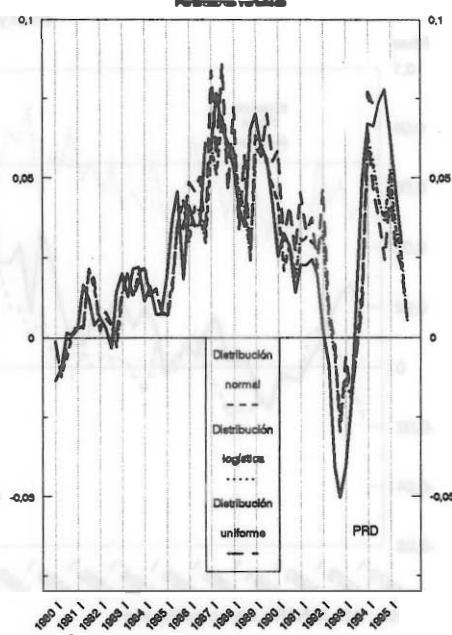


Fuentes: INE, MINER y Banco de España.

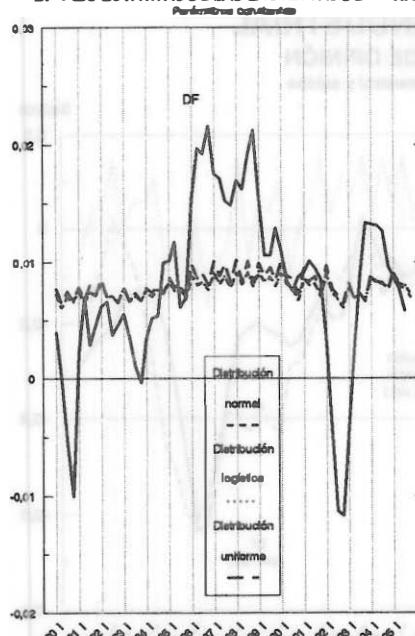
4.23. DEMANDA INDUSTRIAL
PRD Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



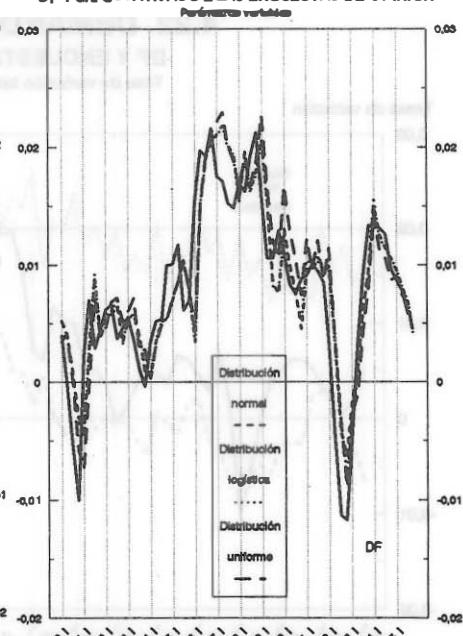
4.24. DEMANDA INDUSTRIAL
PRD Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



4.25. DEMANDA INDUSTRIAL
DF Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



4.26. DEMANDA INDUSTRIAL
DF Y EXPECTATIVAS DE LAS ENCUESTAS DE OPINIÓN



Bibliografía

Álvarez, L.; Ballabriga, C. y Jareño, J. (1995): Un modelo macroeconómico trimestral para la economía española. Documento de Trabajo n.º 9524. Banco de España, Servicio de Estudios.

Andrés, J. y García, J. (1993): "Factores determinantes de los salarios: evidencia para la industria española", en La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas.

Andrés, J.; Mestre, R. y Vallés, J. (1996): Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetario: el caso español. Documento de Trabajo n.º 9629. Banco de España, Servicio de Estudios.

Aranda, D.; González, A. y Petitbó, A. (1994): "Las encuestas de opiniones empresariales". Economía Industrial, septiembre-octubre.

Ayuso, J. (1996): Un análisis empírico de los tipos de interés reales ex-ante en España. Documento de Trabajo n.º 9614. Banco de España, Servicio de Estudios.

Bils, M. (1987): "The cyclical behavior of marginal cost and price". American Economic Review, vol. 77, n.º 5.

Briones, J.; Estrada, A.; García-Perea, P. y Urtasun, A. (1996): "Los precios de producción en las diversas ramas productivas". Documento Interno n.º EC/1996/39. Banco de España, Servicio de Estudios.

---- (1997): "La producción en las diversas ramas productivas". Documento Interno n.º EC/1997/46. Banco de España, Servicio de Estudios.

Carlson, J. y Parkin, M. (1975): "Inflation expectations". Economica, n.º 42.

Dolado, J. y Bentolila, S. (1992): Who are the insiders? Wage setting in Spanish manufacturing firms. Documento de Trabajo n.º 9229. Banco de España, Servicio de Estudios.

Gómez, V. y Maravall, A. (1996): Programs TRAMO y SEATS: instructions for the user. Documento de Trabajo n.º 9628. Banco de España, Servicio de Estudios.

Hansen, L. P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators". Econometrica, vol. 50.

Ilmakunnas, P. (1989): "Survey expectations vs. rational expectations in the estimation of a dynamic model: demand for labour in Finish manufacturing". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, n.º 59.

Layard, R.; Nickell, S. y Jackman, R. (1991): "Unemployment: macroeconomic performance and the labour market". Oxford University Press.

López-Salido, D. y Velilla, P. (1997): La dinámica de los márgenes en España (una primera aproximación con datos agregados). Documento de Trabajo n.º 9705. Banco de España, Servicio de Estudios.

Matea, M. Ll. (1993): "Análisis de la inflación en España", en Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica. Alianza Editorial.

Ministerio de Industria y Energía (1996): "Series históricas de la encuesta de coyuntura industrial". Secretaría General Técnica, Subdirección General de Estudios.

Núñez, S. (1995): Estimación de la estructura temporal de los tipos de interés en España: elección entre métodos alternativos. Documento de Trabajo n.º 9522. Banco de España, Servicio de Estudios.

Pessaran, B. y Wright, C. (1991): "Using and assessing CBI data at the Bank of England". Discussion Papers, Technical Series, n.º 37, Bank of England.

Pessaran, M. (1987): "The limits to rational expectations". Basil Blackwell, Oxford.

Pessaran, M. y Timmerman, A. (1991): "A simple non-parametric test of predictive performance". Discussion Paper, n.º 29. University of California, Department of Economics.

Rotemberg, J. J. y Woodford, M. (1991): "Markups and the business cycle". NBER Macroeconomics annual, 6.

Seitz, H. (1988): "The estimation of inflation forecast from business survey data". Applied Economics, n.º 20.

Serrano, L. (1994): Convergencia e inflación: un enfoque estructural. Documento de Trabajo n.º 9401. Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

Smith, J. y Mcalleer, M. (1995): "Alternative procedures for converting qualitative response data to quantitative expectations: an application to australian manufacturing". Journal of Applied Econometrics, n.º 10.

Theil, H. (1952): "On the time shape of economic microvariables and the Munich business test". Review of the International Statistical Institute, n.º 20.

Wren-Lewis, S. (1986): "An econometric model of UK manufacturing employment using survey data on expected output". Journal of Applied Econometrics, n.º 1.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9525 **Aurora Alejano y Juan M.^a Peñalosa:** La integración financiera de la economía española: efectos sobre los mercados financieros y la política monetaria.
- 9526 **Ramón Gómez Salvador y Juan J. Dolado:** Creación y destrucción de empleo en España: un análisis descriptivo con datos de la CBBE.
- 9527 **Santiago Fernández de Lis y Javier Santillán:** Regímenes cambiarios e integración monetaria en Europa.
- 9528 **Gabriel Quirós:** Mercados financieros alemanes.
- 9529 **Juan Ayuso Huertas:** ¿Existe un *trade-off* entre riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9530 **Fernando Restoy:** Determinantes de la curva de rendimientos: hipótesis expectacional y primas de riesgo.
- 9531 **Juan Ayuso y María Pérez Jurado:** Devaluaciones y expectativas de depreciación en el SME. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9532 **Paul Schulstad and Ángel Serrat:** An Empirical Examination of a Multilateral Target Zone Model.
- 9601 **Juan Ayuso, Soledad Núñez and María Pérez-Jurado:** Volatility in Spanish financial markets: The recent experience.
- 9602 **Javier Andrés e Ignacio Hernando:** ¿Cómo afecta la inflación al crecimiento económico? Evidencia para los países de la OCDE.
- 9603 **Barbara Dluhosch:** On the fate of newcomers in the European Union: Lessons from the Spanish experience.
- 9604 **Santiago Fernández de Lis:** Classifications of Central Banks by Autonomy: A comparative analysis.
- 9605 **M.^a Cruz Manzano Frías y Sofía Galmés Belmonte:** Políticas de precios de las entidades de crédito y tipo de clientela: efectos sobre el mecanismo de transmisión. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9606 **Malte Krüger:** Speculation, Hedging and Intermediation in the Foreign Exchange Market.
- 9607 **Agustín Maravall:** Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series.
- 9608 **Agustín Maravall and Christophe Planas:** Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models.
- 9609 **Agustín Maravall:** Unobserved Components in Economic Time Series.
- 9610 **Matthew B. Canzoneri, Behzad Diba and Gwen Eudey:** Trends in European Productivity and Real Exchange Rates.
- 9611 **Francisco Alonso, Jorge Martínez Pagés y María Pérez Jurado:** Agregados monetarios ponderados: una aproximación empírica. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9612 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations and Additive Outliers in Time Series Models.
- 9613 **Juan Ayuso and Juan L. Vega:** An empirical analysis of the peseta's exchange rate dynamics.
- 9614 **Juan Ayuso :** Un análisis empírico de los tipos de interés reales *ex-ante* en España.
- 9615 **Enrique Alberola Ila:** Optimal exchange rate targets and macroeconomic stabilization.

- 9616 **A. Jorge Padilla, Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Wage bargaining in industries with market power.
- 9617 **Juan J. Dolado and Francesc Marmol:** Efficient estimation of cointegrating relationships among higher order and fractionally integrated processes.
- 9618 **Juan J. Dolado y Ramón Gómez:** La relación entre vacantes y desempleo en España: perturbaciones agregadas y de reasignación.
- 9619 **Alberto Cabrero and Juan Carlos Delrieu:** Construction of a composite indicator for predicting inflation in Spain.
- 9620 **Una-Louise Bell:** Adjustment costs, uncertainty and employment inertia.
- 9621 **M.º de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Indicadores de inflación a corto plazo.
- 9622 **James Conklin:** Computing value correspondences for repeated games with state variables.
- 9623 **James Conklin:** The theory of sovereign debt and Spain under Philip II.
- 9624 **José Viñals and Juan F. Jimeno:** Monetary Union and European unemployment.
- 9625 **María Jesús Nieto Carol:** Central and Eastern European Financial Systems: Towards integration in the European Union.
- 9626 **Matthew B. Canzoneri, Javier Vallés and José Viñals:** Do exchange rates move to address international macroeconomic imbalances?
- 9627 **Enrique Alberola Ila:** Integración económica y unión monetaria: el contraste entre Norteamérica y Europa.
- 9628 **Víctor Gómez and Agustín Maravall:** Programs TRAMO and SEATS.
- 9629 **Javier Andrés, Ricardo Mestre y Javier Vallés:** Un modelo estructural para el análisis del mecanismo de transmisión monetaria: el caso español.
- 9630 **Francisco Alonso y Juan Ayuso:** Una estimación de las primas de riesgo por inflación en el caso español.
- 9631 **Javier Santillán:** Política cambiaria y autonomía del Banco Central.
- 9632 **Marcial Suárez:** Vocábula (Notas sobre usos lingüísticos).
- 9633 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** What does consumption tell us about inflation expectations and real interest rates?
- 9701 **Víctor Gómez, Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing observations in ARIMA models: Skipping strategy versus outlier approach.
- 9702 **José Ranón Martínez Resano:** Los contratos DIFF y el tipo de cambio.
- 9703 **Gabriel Quirós Romero:** Una valoración comparativa del mercado español de deuda pública.
- 9704 **Agustín Maravall:** Two discussions on new seasonal adjustment methods.
- 9705 **J. David López-Salido y Pilar Velilla:** La dinámica de los márgenes en España (Una primera aproximación con datos agregados).
- 9706 **Javier Andrés and Ignacio Hernando:** Does inflation harm economic growth? Evidence for the OECD.

- 9707 **Marga Peeters:** Does demand and price uncertainty affect Belgian and Spanish corporate investment?
- 9708 **Jeffrey Franks:** Labor market policies and unemployment dynamics in Spain.
- 9709 **José Ramón Martínez Resano:** Los mercados de derivados y el euro.
- 9710 **Juan Ayuso and J. David López-Salido:** Are *ex-post* real interest rates a good proxy for *ex-ante* real rates? An international comparison within a CCAPM framework.
- 9711 **Ana Buisán y Miguel Pérez:** Un indicador de gasto en construcción para la economía española.
- 9712 **Juan J. Dolado, J. David López-Salido and Juan Luis Vega:** Spanish unemployment and inflation persistence: Are there phillips trade-offs?
- 9713 **José M. González Mínguez:** The balance-sheet transmission channel of monetary policy: The cases of Germany and Spain.
- 9714 **Olympia Bover:** Cambios en la composición del empleo y actividad laboral femenina.
- 9715 **Francisco de Castro and Alfonso Novales:** The joint dynamics of spot and forward exchange rates.
- 9716 **Juan Carlos Caballero, Jorge Martínez y M.* Teresa Sastre:** La utilización de los índices de condiciones monetarias desde la perspectiva de un banco central.
- 9717 **José Viñals y Juan E. Jimeno:** El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea.
- 9718 **Samuel Bentolila:** La inmovilidad del trabajo en las regiones españolas.
- 9719 **Enrique Alberola, Juan Ayuso and J. David López-Salido:** When may peseta depreciations fuel inflation?
- 9720 **José M. González Mínguez:** The back calculation of nominal historical series after the introduction of the european currency (An application to the GDP).
- 9721 **Una-Louise Bell:** A Comparative Analysis of the Aggregate Matching Process in France, Great Britain and Spain.
- 9722 **Francisco Alonso Sánchez, Juan Ayuso Huertas y Jorge Martínez Pagés:** El poder predictivo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española.
- 9723 **Isabel Argimón, Concha Artola y José Manuel González-Páramo:** Empresa pública y empresa privada: titularidad y eficiencia relativa.
- 9724 **Enrique Alberola and Pierfederico Asdrubali:** How do countries smooth regional disturbances? Risksharing in Spain: 1973-1993.
- 9725 **Enrique Alberola, José Manuel Marqués y Alicia Sanchís:** Persistencia en el desempleo, independencia de los bancos centrales y su relación con la inflación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9726 **Francisco Alonso, Juan Ayuso and Jorge Martínez Pagés:** How informative are financial asset prices in Spain?
- 9727 **Javier Andrés, Ricardo Mestre and Javier Vallés:** Monetary policy and exchange rate dynamics in the Spanish economy.
- 9728 **Juan J. Dolado, José M. González-Páramo and José Viñals:** A cost-benefit analysis of going from low inflation to price stability in Spain.

- 9801 **Ángel Estrada, Pilar García Perea, Alberto Urtasun y Jesús Briones:** Indicadores de precios, costes y márgenes en las diversas ramas productivas.
- 9802 **Pilar Álvarez Canal:** Evolución de la banca extranjera en el período 1992-1996.
- 9803 **Ángel Estrada y Alberto Urtasun:** Cuantificación de expectativas a partir de las encuestas de opinión.

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

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid