

## **EVALUACIÓN DE LAS PREDICCIONES SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

Blanca Moreno Cuartas ([morenob@correo.uniovi.es](mailto:morenob@correo.uniovi.es))

Profesora Asociada (Estadística y Econometría)

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Avda del Cristo s/n

33006 Oviedo

Tfno: 985105052

Ana Jesús López Menéndez ([anaj@correo.uniovi.es](mailto:anaj@correo.uniovi.es))

Profesora Titular de Universidad (Estadística y Econometría)

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Avda del Cristo s/n

33006 Oviedo

Tfno: 985103759

**Tipo de trabajo:** Comunicación

**Áreas temáticas propuestas:** Métodos cuantitativos

# **EVALUACIÓN DE LAS PREDICCIONES SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO**

MORENO CUARTAS, Blanca

[morenob@correo.uniovi.es](mailto:morenob@correo.uniovi.es)

LÓPEZ MENÉNDEZ, Ana Jesús

[anaj@correo.uniovi.es](mailto:anaj@correo.uniovi.es)

UNIVERSIDAD DE OVIEDO (Dpto. de Economía Aplicada)

## **RESUMEN**

En los análisis sobre el crecimiento económico es muy frecuente utilizar para las predicciones la combinación de información referente a distintas dimensiones de la economía. Surgen así un conjunto de indicadores sintéticos, capaces de anticipar la evolución del ciclo económico, elaborados sobre la idea de combinación de diversas variables económicas relacionadas con la actividad productiva. Así mismo, partiendo de esta idea, es posible elaborar predicciones acerca de la dirección que tomará la economía a partir de la combinación de información subjetiva aportada por los individuos.

La evaluación de las diferentes predicciones obtenidas suele basarse tanto en el estudio del error de predicción como en la probabilidad de ocurrencia de la predicción (dentro del enfoque bayesiano), siendo posible diferenciar atributos tales como la precisión, la calibración y la concordancia.

Este trabajo contiene un tratamiento metodológico de los factores descritos en la evaluación y una estimación de los mismos a partir de predicciones basadas en información sobre la actividad económica en España.

## INTRODUCCIÓN

El interés por anticipar el comportamiento futuro de la economía ha dado lugar a un número creciente de iniciativas de diversa índole dedicadas a la elaboración de predicciones.

Dado que existen diferencias en la información utilizada, las predicciones disponibles para una misma variable económica pueden ser muy diversas, resultando habitual la distinción entre predicciones de tipo cuantitativo (elaboradas generalmente a partir de extrapolación de datos pasados) y de tipo cualitativo (obtenidas a partir de valoraciones de las expectativas por parte de los agentes económicos).

En lo que respecta a este segundo tipo de predicciones, las Encuestas Cualitativas de Empresarios y Consumidores constituyen un instrumento de gran utilidad para el seguimiento y análisis de la actividad económica. La información suministrada por estas encuestas permite elaborar una serie de indicadores sintéticos que resumen aspectos de la economía relacionados con las expectativas y compromisos futuros de los empresarios, aportando una información contextual para seguir los ciclos económicos, determinar puntos de inflexión (picos o valles) y realizar pronósticos. Estos indicadores anticipan la tendencia futura de la economía, si bien la calidad en el pronóstico puede ser diferente según se valore su capacidad para anticipar la dirección o los puntos de giro en el crecimiento económico.

Este trabajo evalúa desde distintas perspectivas la precisión inherente a las predicciones económicas y ha sido estructurado en cuatro apartados, el primero de los cuales incluye una breve descripción de las fuentes que aportan información cualitativa sobre las perspectivas de crecimiento económico en España y de los indicadores sintéticos que se elaboran a partir ellas.

En el segundo apartado se analizan los puntos de giro de la economía, estudiando -desde un enfoque probabilístico- la predicción que sobre éstos efectúa el indicador sintético.

En el tercer apartado se evalúa la calidad de las predicciones sobre el crecimiento económico, analizando dos aspectos diferenciados: por una parte el *sesgo* entre predicciones (es decir, la tendencia a dar consistentemente valores mayores o menores) y por otra, la *concordancia* entre predicciones, es decir, hasta qué punto éstas coinciden, y si no lo hacen en qué medida se diferencian.

Estos análisis se ilustran mediante las aplicaciones recogidas en la cuarta parte, que incluyen tanto un estudio de los puntos de inflexión de la economía como un análisis de

la precisión de las predicciones sobre la dirección y los puntos de giro a partir de los Indicadores de Clima Industrial elaborados mediante las Encuesta de Coyuntura Industrial que elabora Ministerio de Ciencia y Tecnología.

El trabajo concluye con una recopilación de referencias bibliográficas.

## **1. FUENTES CUALITATIVAS DE PREDICCIÓN ECONÓMICA**

El indudable interés que tiene para los distintos agentes económicos disponer de predicciones sobre el crecimiento económico futuro ha impulsado a numerosos organismos e instituciones a elaborar periódicamente análisis de prospectiva.

Los análisis tradicionales suelen basarse en información cuantitativa, a partir de la cual se elaboran predicciones mediante técnicas de extrapolación de los datos históricos. Sin embargo, si consideramos que hay información contextual acerca del crecimiento económico que únicamente perciben los empresarios, parece conveniente examinar estas valoraciones que, además, pueden completar la predicciones cuantitativas. Así, por ejemplo una predicción de la actividad industrial basada únicamente en la extrapolación de datos pasados podría ser menos precisa que aquella que tiene en cuenta las opiniones de los agentes económicos, precisamente porque las decisiones adoptadas por dichos agentes económicos no siempre presentan continuidad con los datos anteriores.

La importancia de analizar estas valoraciones de los agentes económicos ha motivado el desarrollo e implantación de las Encuestas Cualitativas de Empresarios y Consumidores<sup>1</sup> que, a diferencia de otros indicadores, tienen un carácter fundamentalmente cualitativo.

En el ámbito nacional el referente es la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI), que elabora con carácter mensual y trimestral el Ministerio de Ciencia y Tecnología ([www.mcyt.es](http://www.mcyt.es)) con el objetivo de captar la opinión de los gestores de las empresas industriales acerca de una serie de variables importantes para el seguimiento de la situación industrial y para la elaboración de predicciones.

En concreto, el formulario va dirigido al personal gerencial de las empresas industriales y recopila básicamente información cualitativa referida a los niveles actuales de la

---

<sup>1</sup> En Schönborn (1997) se puede encontrar una descripción detallada del conjunto de encuestas de este tipo enmarcadas dentro del programa de Encuestas Cualitativas de Empresarios y Consumidores armonizadas para toda la Unión Europea.

cartera de pedidos y de la producción y a la tendencia de los precios de venta, el empleo y la producción para los próximos meses. Las alternativas válidas para las posibles respuestas son: *alta, normal o baja* si reflejan el nivel actual y *aumentar, mantenerse o disminuir* si prevén la tendencia inmediata.

Agregando las respuestas individuales de las distintas preguntas se obtienen series cronológicas desglosadas por clases y categorías. Las tres opciones de respuesta a una variable suman 100 y el resultado o indicador que se ofrece de esta variable, tras ponderar las respuestas por el empleo de cada empresa que contesta, es el saldo o diferencia entre las opciones extremas. Así, el saldo obtenido puede oscilar entre +100 (situación totalmente optimista) y -100 (situación pesimista).

Los resultados para cada variable pueden utilizarse directamente o bien resumidos en forma de indicadores compuestos. Uno de los indicadores de síntesis más destacado<sup>2</sup> es el Indicador de Clima Industrial (ICI) que es capaz de proporcionar una visión global del estado de confianza empresarial en relación a la evolución coyuntural de la actividad industrial.

El ICI es un indicador adelantado que sirve de pronóstico de la actividad económica y se elabora como media aritmética de los saldos de la cartera de pedidos, de las expectativas de la producción y, cambiado de signo, del nivel de stocks de productos terminados. Los análisis disponibles indican que el ICI es un indicador útil para el diagnóstico de la coyuntura futura del sector industrial, dado que las variables que contienen son indicadores adelantados de la actividad empresarial (cuando el saldo de la cartera de pedidos y la producción previstas sean elevados el indicador reflejará una previsión positiva de la actividad industrial y cuando el ICI tome valores negativos reflejará una tendencia depresiva en la economía).

Si bien la Encuesta de Coyuntura Industrial es la principal fuente de predicción cualitativa sobre el crecimiento económico en España, existen otras estadísticas de interés como la Encuesta de Coyuntura Laboral elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales ([www.mtas.es](http://www.mtas.es)) que analiza las expectativas empresariales respecto a la evolución del empleo y que permite elaborar indicadores sintéticos, en los que participan tanto el signo de la evolución como la cuantía consignada por los

---

<sup>2</sup> Puesto que la ECI agrupa las empresas industriales por subsectores en función de la actividad productiva (única o principal) de acuerdo con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE), es posible elaborar otros indicadores climáticos por sectores. Así, a partir de la Encuesta de Coyuntura para la Construcción se elabora el Indicador Climático de Construcción (ICC).

empresarios. El resultado es un indicador que proporciona información de los cambios previstos de tendencia en la evolución del empleo en sus empresas y de la intensidad de los mismos.

Por su parte, el Centro de Investigaciones Sociológicas ([www.cis.es](http://www.cis.es)) elabora encuestas sobre diversas cuestiones que pueden ser de interés para el seguimiento del ciclo económico. En este ámbito se elaboran las Encuestas del Consumidor que intentan registrar las valoraciones de las personas acerca de las expectativas sobre la economía.

En concreto, la información disponible sobre la valoración prospectiva y actual de la situación económica de España<sup>3</sup> permite construir también indicadores sintéticos como el Índice de Confianza del Consumidor (ICC) y el Índice de Sentimiento del Consumidor (ISC).

La característica común de todos los indicadores sintéticos anteriormente descritos es su elaboración a partir de la información proporcionada por preguntas de tipo cualitativo, por lo que las predicciones efectuadas sobre esta base tendrán también el mismo carácter.

Así por ejemplo, en función del valor del Indicador de Clima Industrial, los posibles pronósticos para el crecimiento económico será: Aumentar, mantenerse<sup>4</sup> y disminuir. Por tanto el ICI nos proporcionará predicciones acerca de la dirección que tomará la economía. Si tenemos en cuenta los máximos y los mínimos relativos (picos y valles respectivamente), el indicador sintético nos proporcionará además una información adelantada acerca de los puntos de giro en la actividad económica.

---

<sup>3</sup> Para la valoración de la situación económica actual, las categorías de respuesta son: muy buena, buena, regular, mala y muy mala, mientras que para la valoración prospectiva (próximo año) las categorías de respuesta son mejor, igual y peor.

<sup>4</sup> Si bien las respuestas neutrales no se tienen en cuenta en la construcción del ICI, un resultado nulo indicaría que la proporción de empresarios que opinan que la economía va a aumentar es igual a la proporción de los que opinan que va a disminuir, y por tanto el saldo sería mantenerse.

## 2. PROBABILIDAD DE LOS PUNTOS DE GIRO DE LA ECONOMÍA

Los puntos de giro son acontecimientos especialmente relevantes en la evolución económica, dado que su presencia señala cambios de fase en la coyuntura económica cuya predicción es de crucial interés. En este sentido, el uso de indicadores adelantados puede ser de gran ayuda, puesto que éstos presentan sus puntos de giro, picos (máximos relativos) y valles (mínimos relativos) antes que el nivel general de actividad económica.

El objetivo de este apartado es estudiar cómo estos indicadores son capaces de anticipar los puntos de giro en la actividad económica, tratando de calcular cuál es la probabilidad de que ocurra un punto de giro. En concreto se presentan las probabilidades mensuales secuenciales recursivas de pico y valle, determinando previamente la densidad probabilística que ajusta los datos observados.

No obstante, antes de explicar cómo se obtienen dichas probabilidades, es necesario describir la metodología para determinar los puntos de giro de una serie económica mediante el empleo de técnicas empiristas o no paramétricas. Estos métodos se basan en el empleo de filtros lineales y la aplicación de reglas de decisión que los analistas han venido utilizando para detectar los puntos de inflexión en la economía y que reflejan su experiencia práctica acumulada. Básicamente, estos procedimientos utilizan en grados diversos una combinación de técnicas de filtrado lineal, para obtener una señal cíclica exenta de irregularidad, y de algoritmos de búsqueda para identificar los máximos y los mínimos cíclicos. Así la determinación de los puntos de giro se inicia en una serie suavizada y se aproxima, en sucesivas etapas, a fechar los picos y valles en la serie original ajustada por estacionalidad cumpliendo siempre:

- Que la distancia entre dos puntos de giro del mismo tipo sea como mínimo de L meses (duración del ciclo).
- Que la distancia entre dos puntos de giro de distinto tipo sea como mínimo de M meses (duración de una fase de crecimiento o decrecimiento).

Si bien existe una amplia variedad de procedimientos no paramétricos todos se basan en planteamientos similares, diferenciándose en los filtrados empleados y en las restricciones propuestas<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Los métodos empíricos son subjetivos y en consecuencia la determinación de puntos de giro es una forma útil para cada analista de clasificar sus observaciones. Existen también procedimientos objetivos de carácter paramétrico, de los que puede verse una recopilación en Abad et al. (2000).

Una vez que se han detectado los puntos de giro del indicador adelantado, es posible analizar en qué medida éste es capaz de anticipar dichos puntos de giro en la economía. El análisis teórico se basa en el modelo utilizado por Neftci (1982) y Diebold y Rudebusch (1989).

El método consiste en observar un proceso  $\hat{Y}_{t+h,t}$  (indicador adelantado), cuya estructura cambia de forma aleatoria en algún momento el tiempo y predecir el instante en el que se presenta el cambio súbito. Interesa establecer el cambio de régimen del indicador para predecir los cambios en la actividad económica real  $Y_{t+h}$ . Así, las observaciones de  $\hat{Y}_{t+h,t}$  serán usadas para realizar la inferencia que permita predecir el momento en que la economía cambia de régimen.

Se supone que la actividad económica real  $Y_{t+h}$  tiene dos distribuciones distintas  $f_{t+h}^u(Y)$  y  $f_{t+h}^d(Y)$  correspondientes a las distribuciones en el régimen de expansión y de recesión respectivamente. Dichas distribuciones se estiman a partir de las observaciones pasadas de  $Y_t$  que denominaremos respectivamente  $f_t^u(Y)$  y  $f_t^d(Y)$ . Un punto de giro en la economía se define como el momento del tiempo en el que cambia la distribución de probabilidad de  $Y_{t+h}$  y el objetivo es predecir los puntos de giro de  $\hat{Y}_{t+h,t}$  con la idea de que los hechos que producen un cambio de giro en esa serie están presentes antes que en  $Y_{t+h}$ .

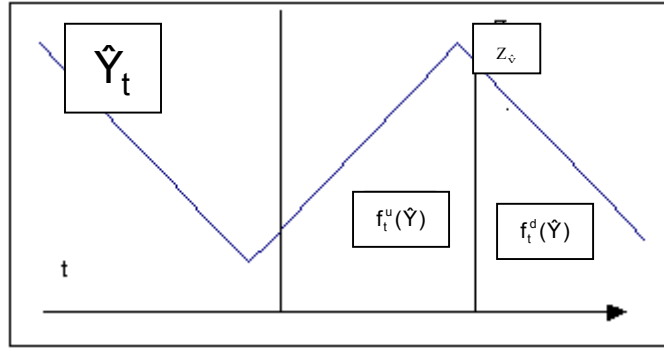
Denotaremos por  $Z_{\hat{Y}}$  al número entero que representa el primer periodo posterior a un punto de giro (pico) del indicador adelantado. Entonces el indicador adelantado  $\hat{Y}_{t+h,t}$  tiene dos distribuciones correspondientes a recuperaciones y contracciones que denotamos por  $f_t^u(\hat{Y})$  y  $f_t^d(\hat{Y})$  respectivamente:

$$\begin{aligned} f_t^u(\hat{Y}) & \text{ cuando } t < Z_{\hat{Y}} \\ f_t^d(\hat{Y}) & \text{ cuando } t \geq Z_{\hat{Y}} \end{aligned} \quad (1)$$

y que serán estimadas a partir de las observaciones pasadas en el indicador ( $\hat{Y}_t$ ).



**Gráfico 1**



**Fuente:** Elaboración propia

Conocida  $\hat{Y}_{t+h,t}$ , la probabilidad de observar un pico  $t$ , correspondiente a un anticipo del pico en la actividad económica futura  $Y_{t+h}$ ,  $Z_{\hat{Y}} \leq t$ , puede ser expresada:

$$P_t = P(Z_{\hat{Y}} \leq t | \hat{Y}_{t+h,t}) = \frac{P(\hat{Y}_{t+h,t} | Z_{\hat{Y}} \leq t) P(Z_{\hat{Y}} \leq t)}{P(\hat{Y}_{t+h,t})} \quad (2)$$

que es la probabilidad a posteriori de un punto de giro dados los datos disponibles del indicador adelantado hasta el momento  $t$ .

Es posible obtener una fórmula recursiva de esta probabilidad a posteriori que para el caso de un pico viene dada por:

$$P_t = \frac{[(P_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - P_{t-1}))] f_t^d(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1})}{[(P_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - P_{t-1}))] f_t^d(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1}) + (1 - P_{t-1}) f_t^u(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1}) (1 - \Gamma_t^d)} \quad (3)$$

Para el cálculo de la probabilidad secuencial recursiva en los valles la fórmula será:

$$V_t = \frac{[(V_{t-1} + \Gamma_t^d (1 - V_{t-1}))] f_t^u(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1})}{[(V_{t-1} + \Gamma_t^d (1 - V_{t-1}))] f_t^u(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1}) + (1 - V_{t-1}) f_t^d(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1}) (1 - \Gamma_t^d)} \quad (4)$$

donde  $\Gamma_t^u = P(Z_{\hat{Y}} = t | Z_{\hat{Y}} > t)$  y  $\Gamma_t^d = P(Z_{\hat{Y}} = t | Z_{\hat{Y}} \leq t)$  son las probabilidades de que un punto de giro se presente en el momento  $t$  sabiendo que no se presentó previamente, denominadas probabilidades de transición de un régimen de expansión a uno de contracción en el primer caso (pico) y de una contracción a una expansión en el segundo (valle),  $f_t^u(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1})$  y  $f_t^d(\hat{Y}_{t+h,t} | \hat{Y}_{t-1})$  son las densidades de probabilidad del indicador adelantado según la última observación provenga de una situación de recuperación o de

contracción y  $P_{t-1}$  y  $V_{t-1}$  son las probabilidades calculadas para la observación anterior del indicador adelantado.

Los valores  $f^u(\hat{Y}_{t+h,t}|\hat{Y}_{t-1})$  y  $f^d(\hat{Y}_{t+h,t}|\hat{Y}_{t-1})$  se obtienen a partir de la estimación de la distribución de las observaciones pasadas  $f_t^u(\hat{Y})$  y  $f_t^d(\hat{Y})$  que son nuevamente estimadas al finalizar un ciclo.

De acuerdo con la evidencia empírica,  $\Gamma_t^u$  y  $\Gamma_t^d$  no dependen del tiempo (Diebold y Rudebusch (1989)) y por ello se les suele asignar como valores originales la razón del número de puntos de giro sobre la suma de la duración de todas las fases correspondientes.

Cuando nos encontramos en un punto de crecimiento en la economía, se calcula la probabilidad mensual secuencial recursiva de un pico (fin de la expansión)  $P_t$  y cuando supera un valor crítico establecido previamente concluimos que se presenta un pico en  $\hat{Y}_{t+h,t}$  en el momento  $t=Z_{\hat{Y}}$ , y se puede relacionar con un inminente punto de giro (en  $t+h$ ) en el crecimiento económico<sup>6</sup>. Del mismo modo cuando estemos en un periodo de decrecimiento se calcula la probabilidad mensual secuencial recursiva de un valle (inicio de la expansión).

Cuando la probabilidad mensual es mayor que una probabilidad crítica fijada por el analista, se produce una señal de pico o valle, según la información contenida en la probabilidad secuencial recursiva. Cada vez que la probabilidad supera la probabilidad crítica y no acontece el punto de giro, se produce una falsa señal.

Las predicciones generadas por la probabilidad secuencial recursiva (PSR) se evalúan teniendo en cuenta su exactitud (la cercanía, en promedio, de las probabilidades predichas con las realizaciones observadas de los puntos de giro) y su calibración (la cercanía de la probabilidad predicha con la frecuencia relativa observada). Ambos conceptos se miden respectivamente con el error cuadrático medio (PS) de Brier (1950) y el sesgo cuadrático global (GBS), que definiremos (junto con otras medidas) en el siguiente apartado.

---

<sup>6</sup> El valor  $P_{t-1}$  es nulo cuando se empieza a predecir un pico. Cuando se ha predicho y se busca otro punto de giro (pico) vuelve a valer cero y lo mismo ocurre para  $V_{t-1}$ .

### 3. ANÁLISIS DE LA CALIDAD EN LAS PREDICCIONES

Además de calcular las predicciones, bien sea de los puntos de giro o de la dirección de la economía, puede ser interesante evaluarlas mediante algunos test relevantes para analizar la calidad de las mismas.

Entre la amplia batería de medidas que permiten el análisis de la calidad de las predicciones sobre variables económicas nos centraremos en aquellas alternativas más adecuadas para su aplicación a la información estadística de tipo cualitativo descrita en el primer apartado.

Uno de los análisis más comúnmente empleados para el estudio del sesgo y su corrección en futuras predicciones es el propuesto por Theil a partir de una regresión de las realizaciones ( $Y_t$ ) sobre las predicciones efectuadas en los periodos pasados ( $\hat{Y}_t$ ):

$$Y_t = \alpha + \beta \hat{Y}_t + u_t \quad t=1, \dots, T \quad (5)$$

Los coeficientes estimados  $\hat{\alpha}$  y  $\hat{\beta}$  permiten analizar el sentido y la magnitud del sesgo, así como corregir las predicciones para periodos sucesivos  $t+h$  ( $\hat{Y}_{t+h,t}$ ) estimando una predicción corregida  $\hat{Y}_{t+h,t}^* = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \hat{Y}_{t+h,t}$ . Si las predicciones fuesen insesgadas se debería de cumplir  $\hat{\alpha} = 0$ ,  $\hat{\beta} = 1$ , requisito que Holden y Peel (1990) han demostrado que es condición suficiente pero no necesaria de insesgadez. Estos autores proponen estimar el modelo  $e_t = v + \varepsilon_t$ , donde  $e_t = y_t - \hat{y}_t$  es el error de predicción y  $v$  es su valor medio. El contraste del supuesto de insesgadez equivale entonces a contrastar la nulidad del valor medio  $v$ , por lo que un rechazo de esta última hipótesis nos llevaría a concluir que las predicciones son sesgadas, indicando el parámetro estimado el signo y la magnitud del sesgo<sup>7</sup>.

Existen también algunos procedimientos no paramétricos para contrastar la hipótesis de insesgadez de las previsiones a través de una función que indica si el error de predicción es positivo:

$$\begin{aligned} f(e_t) &= 1 & e_t &\geq 0 \\ f(e_t) &= 0 & e_t &< 0 \end{aligned} \quad (6)$$

---

<sup>7</sup> Si por ejemplo el valor estimado es positivo y significativamente diferente de cero, entonces las previsiones efectuadas son inferiores a los valores finales de la magnitud, y por tanto habría que hacer una revisión al alza en posteriores previsiones.

La hipótesis de insesgadez supondría que los errores se distribuyen simétricamente con media nula y bajo este supuesto el estadístico definido como  $S = \sum_{t=1}^T f(e_t)$  sigue una distribución binomial  $B(T, 0,5)$ , que para muestras grandes puede ser aproximada a un

modelo Normal: 
$$\frac{S - \frac{T}{2}}{\sqrt{\frac{T}{4}}} \approx N(0,1).$$

Este test conducirá al rechazo de la hipótesis de insesgadez de las predicciones si el número de observaciones con error de predicción positivo es significativamente distinto al número de observaciones con error de predicción negativo.

En cuanto a la concordancia entre predicciones y realizaciones con datos de tipo categórico, una de las medidas más empleadas es el índice kappa, propuesto inicialmente por Cohen (1960). Si disponemos de una muestra (T) de observaciones pasadas de predicciones y realizaciones que se puedan clasificar en las mismas categorías nominales, la clasificación conjunta se puede recoger en una tabla de contingencia:

**Tabla 1**

	REALIZACIONES				
PREDICCIONES	Y <sup>1</sup>	Y <sup>2</sup>	...	Y <sup>m</sup>	Total
$\hat{Y}^1$	n <sub>11</sub>	n <sub>12</sub>	...	n <sub>1m</sub>	n <sub>1.</sub>
$\hat{Y}^2$	n <sub>21</sub>	n <sub>22</sub>	...	n <sub>2m</sub>	n <sub>2.</sub>
.	...	...	...	...	...
$\hat{Y}^m$	n <sub>m1</sub>	...	...	n <sub>mm</sub>	n <sub>m.</sub>
Total	n <sub>.1</sub>	n <sub>.2</sub>	...	n <sub>.m</sub>	T

donde cada valor n<sub>ij</sub> representa el número de observaciones clasificadas para la predicción en la categoría  $\hat{Y}^i$  y para la realización en la categoría Y<sup>j</sup> (i, j = 1, ..., m).

Desde un punto de vista típicamente estadístico es más adecuado pensar en términos de la población de la que se supone que ha sido extraída dicha muestra y por tanto los

valores  $n_{ij}$  de cada celda se modifican por las probabilidades conjuntas, que denotaremos por  $p_{ij}$ . Entonces, el índice kappa ( $\kappa$ ) se define como:

$$\kappa = \frac{\sum_{i,j=1}^m p_{ij} - \sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j}}{1 - \sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j}} \quad (7)$$

expresión para la que se obtiene el valor  $\kappa = 1$  en el caso de máxima concordancia.

A la hora de interpretar el valor de  $\kappa$  es útil disponer -a pesar de su arbitrariedad- de una escala como la siguiente:

**Tabla 2**

Valoración del Índice Kappa	
Valor de $\kappa$	Fuerza de la concordancia
< 0,20	Pobre
0,21 – 0,40	Débil
0,41 – 0,60	Moderada
0,61 – 0,80	Buena
0,81 – 1,00	Muy buena

El valor de kappa es una función de las probabilidades que, al ser desconocidas, deberán de ser estimadas a partir de las proporciones muestrales correspondientes:  $\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{T}$ ,

$$\hat{p}_{i.} = \frac{n_{i.}}{T}, \quad \hat{p}_{.j} = \frac{n_{.j}}{T}.$$

Por su parte, la variabilidad puede ser relevante tanto en la formulación de contrastes de hipótesis como en la construcción de intervalos de confianza. La distribución asintótica del estimador cuando el verdadero valor de  $\kappa$  es nulo viene dada por la expresión:

$$\sigma_0^2(\kappa) = \frac{\sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j} + \left( \sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j} \right)^2 - \sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j} (p_{i.} p_{.j})}{\left( 1 - \sum_{i,j=1}^m p_{i.} p_{.j} \right)^2 T} \quad (8)$$

cuyo valor muestral que denotaremos por  $S_0^2(\kappa)$  se obtiene reemplazando las probabilidades teóricas, que desconocemos, por las proporciones muestrales.

Estos resultados se emplean para contrastar:  $H_0 : \kappa = 0$   
 $H_1 : \kappa \neq 0$ , utilizando como estadístico del

contraste la expresión  $\frac{|\hat{\kappa}|}{S_0^2(\kappa)}$  con distribución normal estándar.

Una variante de este planteamiento consiste en asignar un peso a las diferentes posibilidades de desacuerdo, de tal manera que se considere como más importante un desacuerdo entre categorías alejadas que entre las próximas. Este peso variará entre 0 (acuerdo, misma categoría) y 1 (desacuerdo con categorías extremas) y la idea del índice ponderado es asignar a cada celda de la tabla un peso  $w_{ij}$  comprendido entre 0 y 1 que represente la importancia del desacuerdo. El peso máximo corresponde al acuerdo perfecto, y se obtienen pesos proporcionalmente menores según la importancia del desacuerdo ( $w_{ii} = 1$  y  $0 \leq w_{ij} < 1$ ), siendo los pesos más comúnmente utilizados los lineales y los bicuadrados<sup>8</sup>.

Existe un conjunto de test diseñados para evaluar la calidad de las predicciones únicamente en la medida en que éstas sirven para indicar la dirección futura de la economía. Merton (1981) y Henriksson y Merton (1981)<sup>9</sup> consideran entonces dos categorías correspondientes a una dirección negativa y positiva de la economía (1 y 2 respectivamente), obteniendo la clasificación:

**Tabla 3**

	REALIZACIONES		
	Y <sup>1</sup>	Y <sup>2</sup>	Total
PREDICCIONES			
$\hat{Y}^1$	$n_{11}$	$n_{12}$	$n_{1\cdot}$
$\hat{Y}^2$	$n_{21}$	$n_{22}$	$n_{2\cdot}$
Total	$n_{\cdot 1}$	$n_{\cdot 2}$	T

Al igual que antes, los valores  $n_{ij}$  de cada celda se modifican por las probabilidades conjuntas, que denotaremos por  $p_{ij}$ .

<sup>8</sup> Los pesos lineales serían del tipo  $w_{ij} = 1 - \frac{|i-j|}{m-1}$  y los pesos bicuadrados  $w_{ij} = 1 - \frac{(i-j)^2}{(m-1)^2}$ .

<sup>9</sup> Estos autores desarrollan su trabajo en el ámbito financiero, si bien Ash (1998) lo aplica en la evaluación de las predicciones que sobre crecimiento económico elabora la OCDE.

Las probabilidades de una predicción correcta en la dirección corresponderían con  $p_{11}$  y  $p_{22}$  y la estimación del total de éstas ( $p=p_{11}+p_{22}$ ) se obtendrían a partir de las frecuencias relativas, es decir:  $p_{11} + p_{22} = \frac{n_{11}}{n_{.1}} + \frac{n_{22}}{n_{.2}}$ .

Henriksson y Merton (1981) demostraron que la distribución de  $n_{11}$  condicionada a  $n_{.1}$ ,  $T$  y  $n_{.2}$  viene dada por una distribución hipergeométrica:

$$p(n_{11} = x | n_{.1}, T, n_{.2}) = \frac{\binom{n_{.1}}{x} \binom{T - n_{.1}}{n_{.2} - x}}{\binom{T}{n_{.2}}} \quad (9)$$

donde  $n_{11}$  puede tomar valores dentro del rango:

$$\underline{n_{11}} = \max\{0, n_{.1} - n_{.2}\} \leq n_{11} \leq \min\{n_{.1}, n_{.2}\} = \overline{n_{11}}$$

Merton (1981) indica que una condición necesaria y suficiente para que las predicciones tengan valor para predecir la dirección es que:  $p_{11} + p_{22} \geq 1$

Por tanto para examinar la calidad de las predicciones es necesario contrastar:

$$\begin{aligned} H_0 : p_{11} + p_{22} &\geq 1 \\ H_1 : p_{11} + p_{22} &< 1 \end{aligned} \quad (10)$$

donde el valor crítico observado a partir de la información muestral será

$$\sum_{x=\underline{n_{11}}}^{\overline{n_{11}}} \frac{\binom{n_{.1}}{x} \binom{T - n_{.1}}{n_{.2} - x}}{\binom{T}{n_{.2}}}. \quad (11)$$

Si la hipótesis de calidad en la dirección se rechaza es posible contrastar:

$$\begin{aligned} H_0 : p_{11} + p_{22} &= 1 \\ H_1 : p_{11} + p_{22} &< 1 \end{aligned} \quad (12)$$

donde la hipótesis nula equivale a la independencia entre realizaciones y predicciones (bajo este supuesto las predicciones no tienen valor)<sup>10</sup>.

En este caso el valor crítico observado sería:  $\sum_{x=\underline{n_{11}}}^{\overline{n_{11}}} \frac{\binom{n_{.1}}{x} \binom{T - n_{.1}}{n_{.2} - x}}{\binom{T}{n_{.2}}}$

Pesaran y Timmerman (1992) desarrollan bajo este enfoque un test no paramétrico para realizar el mismo contraste, considerando:

$Y_{t+h} = 1$  cuando la economía crece, con probabilidad  $p_{y_{t+h}} = p(Y_{t+h} > 0)$ ,  
siendo  $Y_{t+h} = 0$  en otro caso.

<sup>10</sup> Bajo esta hipótesis los modelos ingenuos no tendrían valor puesto que o bien  $p_{11}=1$  y  $p_{22}=0$  o viceversa.

$\hat{Y}_{t+h,t} = 1$  cuando la predicción revela crecimiento en la economía, con probabilidad  $p_{\hat{Y}_{t+h}} = p(\hat{Y}_{t+h} > 0)$ , siendo  $\hat{Y}_{t+h,t} = 0$  en otro caso.

$B = 1$  cuando las predicciones y realizaciones coincidan ( $Y_{t+h} \hat{Y}_{t+h,t} > 0$ ), con probabilidad  $p = p(Y_{t+h}, \hat{Y}_{t+h,t} > 0)$  siendo  $B = 0$  en otro caso.

Puesto que sólo se dispone de los pares predicción-realización con información pasada ( $Y_t$  e  $\hat{Y}_t$  respectivamente), es necesario estimar dichas probabilidades a partir de las  $T$  observaciones. Sustituyendo las probabilidades anteriores por las correspondientes frecuencias observadas ( $\hat{p}_{Y_t}$ ,  $\hat{p}_{\hat{Y}_t}$ ,  $\hat{p}$  para  $p_{\hat{Y}_{t+h}}$ ,  $p_{\hat{Y}_t}$  y  $p$  respectivamente), se define el estadístico:

$$S^2 = \frac{\hat{p} - \hat{p}^*}{\text{var}(\hat{p}) - \text{var}(\hat{p}^*)} \approx \chi_1^2 \quad (13)$$

donde

$$\hat{p}^* = \hat{p}_{Y_t} \hat{p}_{\hat{Y}_t} + (1 - \hat{p}_{Y_t})(1 - \hat{p}_{\hat{Y}_t}) \quad (14)$$

$$\text{var}(\hat{p}) = \frac{1}{T} (\hat{p}^* (1 - \hat{p}^*)) \quad (15)$$

$$\text{var}(\hat{p}^*) = \frac{1}{T} \left[ (2\hat{p}_{Y_t} - 1)^2 \hat{p}_{\hat{Y}_t} (1 - \hat{p}_{\hat{Y}_t}) + (2\hat{p}_{\hat{Y}_t} - 1)^2 \hat{p}_{Y_t} (1 - \hat{p}_{Y_t}) + 4\hat{p}_{Y_t} \hat{p}_{\hat{Y}_t} (1 - \hat{p}_{Y_t})(1 - \hat{p}_{\hat{Y}_t}) \right] / T \quad (16)$$

Por su parte los tests denominados de “calibración de probabilidad” evalúan la probabilidad o credibilidad en las predicciones teniendo en cuenta aspectos como la exactitud (la cercanía, en promedio, de las probabilidades con las realizaciones observadas) y su calibración (la cercanía de la probabilidad con la frecuencia relativa observada). Cuando las predicciones sean probabilísticas (como es el caso de las probabilidades recursivas secuenciales para los puntos de giro por ejemplo) hablaremos de probabilidad, en otro caso asociaremos el término probabilidad a la creencia que un individuo tiene en las predicciones que realiza<sup>11</sup>.

Denominamos  $C_{t+h,t}$  a la probabilidad o a un indicador de credibilidad que un individuo tiene acerca de los posibles valores que puede tomar una variable en el futuro (en concreto sólo puede tomar dos valores y generamos una variable  $R_{t+h,t}$  con valor

<sup>11</sup> Siguiendo a Savage (1971), cuando los sucesos son excluyentes la creencia puede ser tomada como una probabilidad y en concreto como una probabilidad frecuencialista.



unitario si el evento ocurre con valor  $Y_{t+h}^1$  y con valor nulo en otro caso. En esta situación una medida de exactitud es el error cuadrático medio propuesto por Brier (1950):

$$PS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(C_{t+h,t} - R_{t+h})^2 \quad (17)$$

donde  $PS \in [0,2]$  indicando valores más pequeños predicciones más precisas<sup>12</sup>.

No obstante, debemos tener presente que  $C_{t+h,t}$  no es la predicción del evento (el cual puede tomar valores 0 y 1) sino la probabilidad o grado de creencia asignada a esos valores por lo que otra manera de evaluar las predicciones es comparar esas probabilidades  $C_{t+h,t}$  con las frecuencias relativas observadas en las realizaciones, lo que se llama calibración. Una medida de calibración es el sesgo global cuadrático:

$$GSB = 2(\bar{C} - \bar{R})^2 \quad (18)$$

medida comprendida en los mismos límites que PS y con la misma orientación.

En caso de las evaluaciones de las probabilidades secuenciales recursivas de pico o valle, el error cuadrático medio y el sesgo global tendrán como expresiones:

$$PS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(P_t - R_t)^2, \quad GSB = 2(\bar{P} - \bar{R})^2 \quad (19)$$

$$PS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(V_t - R_t)^2, \quad GSB = 2(\bar{V} - \bar{R})^2 \quad (20)$$

respectivamente.

---

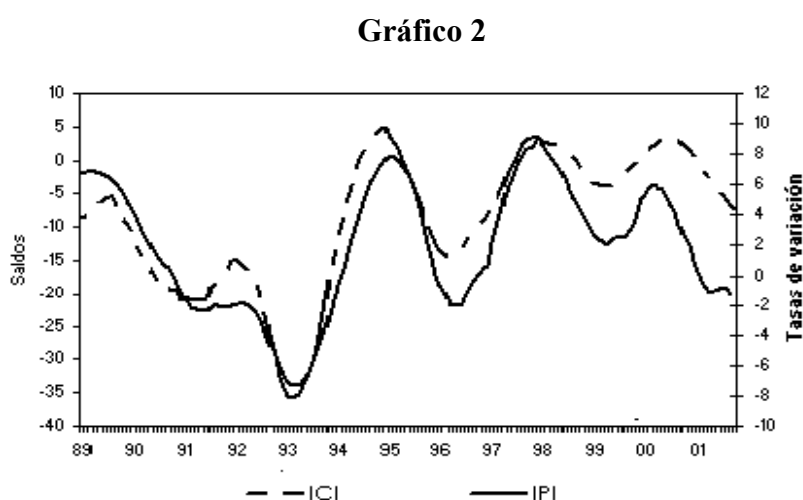
<sup>12</sup> Dado que las predicciones y realizaciones no se conocen, el análisis se realiza a partir de los valores pasados de  $R_t$  y  $C_t$ .

## 4. APLICACIONES

En este apartado presentamos aplicaciones de los métodos anteriormente expuestos al análisis de predicciones aportadas por los Indicadores de Clima Industrial elaborados por el Ministerio de Ciencia y Tecnología según se evalúe su capacidad de anticipar la dirección en la economía o los puntos de giro .

Hemos analizado el período 1990.01-2001.12 considerando como predicciones las proporcionadas por el ICI para y como realizaciones de crecimiento económico las tasas interanuales del Índice de Producción Industrial mensual elaborado por el INE.

En concreto, el gráfico 2 muestra las series suavizadas del ICI y las tasa interanuales del IPI, apreciándose que el ICI de un mes puede ser considerado como una predicción de la tasa del IPI del mes siguiente, y también que los puntos de inflexión en el ICI anticipan los del IPI.



**Fuentes:** Ministerio de Ciencia y Tecnología e INE.

A partir de estos indicadores hemos estudiado la calidad en las predicciones dividiendo en análisis en dos partes: en la primera analizamos la capacidad del ICI para predecir la dirección de la economía estudiando aspectos como el sesgo y la concordancia, mientras en la segunda estudiamos la precisión del ICI para adelantar los puntos de inflexión en la economía.

#### 4.1. Análisis de la dirección

El sesgo se ha estudiado realizando el análisis de Theil y el test S, obteniendo en ambos casos que el ICI es un predictor sesgado del IPI. Más concretamente, el modelo estimado para la tasa de crecimiento del IPI (TIPI) a partir del Indicador de Clima Industrial ha sido:

$$\widehat{TIPI}_{t+1} = 4,97 + 0,31 ICI_t \quad (21)$$

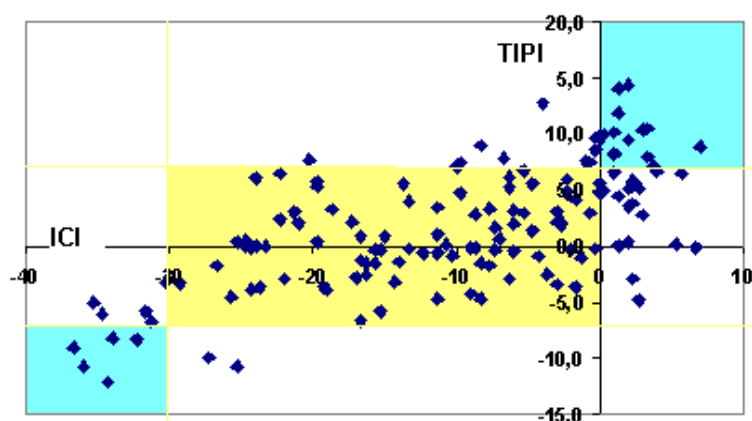
(0,47) (0,03)

que muestra cómo los empresarios tienden a valorar al alza las expectativas sobre crecimiento económico.

La existencia de sesgo en las opiniones empresariales es corroborada por el test S, ya que a partir de la información muestral se obtiene una discrepancia observada  $d_{\hat{S}/H_0} = 10,5$  que conduce al rechazo de la hipótesis nula.

Para las medidas de concordancia, es necesario clasificar las observaciones del ICI y del TIPI en categorías, por lo que se ha llevado a cabo una clasificación en intervalos<sup>13</sup> tal y como recoge el gráfico siguiente:

**Gráfico 2**



**Fuente:** Elaboración propia a partir de información de Ministerio de Ciencia y Tecnología e INE

<sup>13</sup> La clasificación considerada distingue tres categorías para cada indicador. En el caso de las tasas del IPI dichas categorías se han definido de forma simétrica mientras que para el ICI, teniendo en cuenta la propensión de los empresarios a sobrevalorar la tendencia (que, como ya hemos señalado, introduce un cierto sesgo al alza) hemos considerado parte del recorrido negativo en la categoría “Mantenerse”.

Categorías	ICI	TIPI
Decrecer	$[-100, -30)$	$(-\infty, -8)$
Mantenerse	$[-30, 0)$	$(-8, 8)$
Creecer	$(0, 100]$	$(8, +\infty)$

La información muestral disponible proporciona como resultado un índice  $\hat{\kappa} = 0,43$  que lleva asociado un nivel de concordancia moderado entre predicciones y realizaciones (0,45 para el caso de ponderaciones lineales y 0,5 para las ponderaciones bicuadráticas) y conduce al rechazo de la hipótesis nula del contraste  $H_0 : \kappa = 0$ .

Para examinar la calidad de las predicciones en cuanto a su capacidad para anticipar la dirección realizamos el contraste de Merton (1981):

$$H_0 : p_{11} + p_{22} \geq 1$$

$$H_1 : p_{11} + p_{22} < 1$$

donde el valor crítico observado a partir de la información muestral es

$$\sum_{x=n_{11}}^{n_{11}} \binom{n_{1.}}{x} \binom{T-n_{1.}}{n_{1.}-x} / \binom{T}{n_{1.}} = 1, \text{ que conduce a no rechazar la hipótesis nula.}$$

Para aplicar los test de calibración de la probabilidad necesitamos una medida del grado de creencia o fiabilidad en las predicciones  $C_{t+h,t}$ , que podría venir proporcionada por las expectativas que sobre la producción tienen los gerentes industriales<sup>14</sup>. En este caso valoramos únicamente la precisión en los puntos de inflexión, por lo que  $C_{t+h,t} = 1$  cuando el saldo a la pregunta sobre la tendencia en la producción sea positivo y  $C_{t+h,t} = 0$  en caso contrario, obteniendo resultados de PS=0,79 y GBS=0,011, que permitirían calificar la precisión de moderada.

## 4.2. Análisis de los puntos de giro

El objetivo de esta parte de la aplicación es la determinación de las probabilidades mensuales secuenciales recursivas (PSR) de los puntos de giro del indicador adelantado (ICI) y la posterior evaluación de las predicciones obtenidas a partir de las realizaciones o puntos de giro en el IPI.

Como primer paso es necesario obtener el fechado de los puntos de giro tanto del ICI como del IPI, para lo que se han empleado procedimientos no paramétricos. En concreto los filtrados lineales y las restricciones que empleamos son las del método de Bry y Boschan (1971) consistente en la identificación de los puntos de giro en series

---

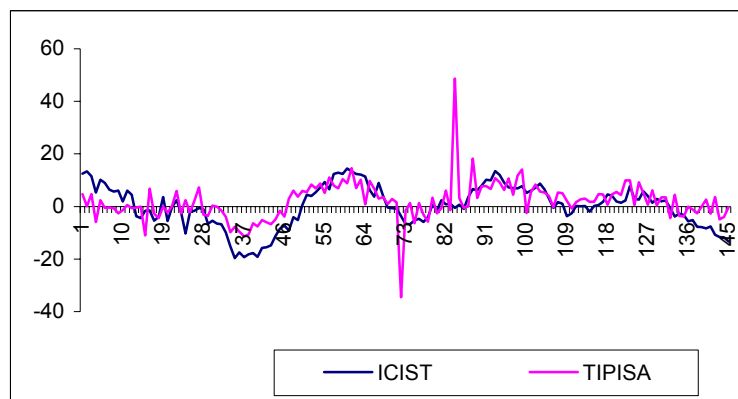
<sup>14</sup> En Moreno y López (2001) se comprueba que cuando se combinan las valoraciones de los empresarios empleando la metodología bayesiana, las frecuencias a las tres posibles respuestas se pueden tomar como grados de creencia respecto al futuro inmediato de la economía.

suavizadas<sup>15</sup>, evolucionando el grado de suavidad de mayor a menor (los puntos de giro sobre todas ellas se determinan como máximos o mínimos locales en un entorno de 5 meses). Así se utiliza en primer lugar una media móvil de 12 términos, a continuación el filtro de Spencer<sup>16</sup>, posteriormente una media móvil de tres términos y después la serie original sin suavizar. Los puntos de giro finales son determinados en esta última serie, manteniendo la coherencia con los que se han determinado previamente en sus versiones suavizadas y asegurando el cumplimiento de una serie de restricciones destacando:

- Una duración mínima del ciclo completo de 15 meses
- Una longitud de cada fase (expansión y recesión) de al menos 5 meses
- Que las sucesivas fases cíclicas se alternen.

Puesto que este análisis debe ser llevado a cabo sobre series desestacionalizadas trabajamos con la tasa de variación interanual del IPI desestacionalizado (TIPISA), comparándola con la serie del ICI una vez eliminada la tendencia (ICIST).

**Gráfico 3**



**Fuente:** Elaboración propia a partir de información de Ministerio de Ciencia y Tecnología e INE

Previamente a la aplicación de los alisados, Bry y Boschan (1971) indican la necesidad de determinar los puntos extremos<sup>17</sup> en las series y sustituirlos por los puntos de la curva de Spencer.

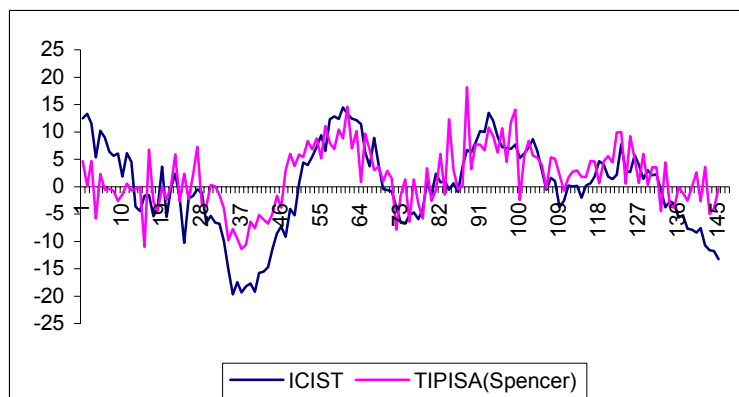
<sup>15</sup> La serie de partida a la que se le aplica el procedimiento debe de carecer de oscilaciones estacionales, bien por su propia naturaleza, bien porque haya sido sometida a un proceso de desestacionalización.

<sup>16</sup> El filtro de Spencer es una media móvil de período 15 con pesos sucesivos: (-0,0094; -0,0188; -0,0156; 0,0094; 0,0656; 0,1438; 0,2094; 0,2313; 0,2094; 0,1438; 0,0656; 0,0094; -0,0156; -0,0188; -0,0094).

<sup>17</sup> Se consideran puntos extremos aquéllos que se desvían de su desviación típica en más de tres unidades.

Como resultado de estos análisis se aprecia que no existen en el ICI puntos extremos, mientras que en el IPI hay dos puntos correspondientes a los períodos: 1995.12 y 1996.12.

**Gráfico 4**



**Fuente:** Elaboración propia a partir de información de Ministerio de Ciencia y Tecnología e INE

Finalmente el fechado de los puntos de giro para el ICI y el IPI aparece recogido en la tabla siguiente:

**Tabla 4**

ICI		IPI	
PICO	VALLE	PICO	VALLE
1991.07	1992.11	1992.03	1993.01
1994.12	1996.02	1995.01	1995.12
1997.09	1999.01	1997.04	1998.04
2000.03		2000.03	

Para obtener la probabilidad secuencial recursiva de los puntos de giro del indicador adelantado (ICI), necesitamos establecer los parámetros que intervienen en su calculo de acuerdo con lo descrito en el apartado 2.

Los valores del ICI se clasificaron en dos clases según su pertenencia a períodos de contracción (decrecimiento) o recuperación (crecimiento). Los dos grupos obtenidos se ajustaron a una densidad normal (se realizó el test de de Jarque-Bera, que en todos los casos condujo a no rechazar la hipótesis nula de normalidad).

**Tabla 5**

	ICI	
Decreimiento	$f_t^d(\hat{Y})$	$N(1,02;7,5)$
Crecimiento	$f_t^u(\hat{Y})$	$N(-0,57;8,85)$

Por lo que se refiere a las probabilidades de transición  $\Gamma_t^u$  y  $\Gamma_t^d$ , dado que estas probabilidades no dependen del tiempo, se les asignaron como valores originales la razón del número de puntos de giro sobre la suma de la duración de todas las fases correspondientes:

**Tabla 6**

	ICI
$\Gamma_t^d$	0,065
$\Gamma_t^u$	0,051

Una vez disponible toda la información es posible estimar mensualmente las probabilidades de un punto de giro. Así, cuando estamos en una expansión en el IPI, se estima la probabilidad mensual de un pico ( $P_t$ ) correspondiente al fin de la expansión, teniendo en cuenta el indicador adelantado, mientras que en fases de decrecimiento se calcula la probabilidad de un valle ( $V_t$ ).

Dependiendo de la probabilidad crítica seleccionada se produce una señal de pico o valle cuando  $P_t$  o  $V_t$  respectivamente sea mayor que esa probabilidad. Cada vez que dichas probabilidades superan la probabilidad crítica y no se produce un punto de giro se produce una falsa señal. Artis et al (1995) consideran una falsa señal cuando el punto de giro en la serie de referencia no se produce entre los 24 meses después de ser previsto por el indicador adelantado.

Será considerada una señal “perdida” aquella en la que no hay señal en el indicador adelantado en un entorno de  $(-24, +3)$  meses de un punto de giro de la serie de referencia.

De acuerdo con estos criterios, en nuestro caso las señales falsas o perdidas para cada caso son las recogidas en la tabla siguiente<sup>18</sup>:

**Tabla 7**

	PICO	VALLE
Falsas señales	0	0
Señales Perdidas	0	2

En el caso de los picos se observa que la PSR predice (considerando una probabilidad crítica del 84%) todos los puntos de giro en el IPI<sup>19</sup>. La evaluación de estas predicciones

<sup>18</sup> La PSR es del 50% a los 3 meses de producirse el valle en IPI (1995.12).

<sup>19</sup> El horizonte temporal entre la señal y el giro en el IPI varía entre 1 mes y 2 meses , excepto en un caso que es de 7 meses.

puede ser realizada mediante el PS y GBS descritos en la sección anterior, apreciándose que la PS disminuye a medida que reducimos el horizonte temporal  $h$ .

Para los casos  $h=1, 2, 3$  el error cuadrático medio es respectivamente de 0,047, 0,065 y 0,087. Puesto que  $PS \in [0,2]$ , indicando valores más pequeños predicciones más precisas, se puede decir que las probabilidades secuenciales recursivas  $P_t$  predicen muy bien los picos en la economía.

En cuanto a la calibración o cercanía de la probabilidad predicha con la frecuencia observada, se obtiene en el caso  $h=1$  un valor del GBS de 0,039.

Frente a este análisis realizado para los picos, el caso de los valles resulta menos satisfactorio, ya que la única señal válida lo hace a partir de una PSR del 89%<sup>20</sup>. Como consecuencia de la presencia de señales “perdidas”, el cálculo de PS resulta en este caso poco fiable.

## BIBLIOGRAFÍA

- ABAD, A.M.; CRISTÓBAL, A. y QUILIS, E.M. (2000): Fluctuaciones económicas, puntos de giro y clasificación cíclica, *Boletín Trimestral de Coyuntura*, nº 78, 1-31.
- ARTIS, M.J.; BLANDEN-HOVELL y ZHANG, W. (1995): “Turning points in the international business cycle: “An analysis of the OCDE leading indicators for the G-7 countries”, *OCDE Economic Studies*, nº 24, 125-165.
- ASH, J.C.K.; SMYTH, D.J. y HERAVI S.M. (1998): “Are ODCE forecast rational and useful?”, *International Journal of Forecasting*, nº 14, 381-391.
- ASTHON, A.H. y ASTHON, R.H. (1985): “Aggregating subjective forecast: Some empirical results”, *Management Science*, Vol. 31, nº 12, 1499-1508.
- BATES, J.M. y GRANGER, C.W.J. (1969): “The Combination of Forecasts”, *Operational Research Quarterly* Vol. 20, nº 4, 451-468.
- BRIER, G.W. (1950): "Verification of forecast expressed in terms of probability", *Monthly Weather Review*, Vol. 78, nº 1, 1-3.
- BRY, G. y BOSCHAN, C. (1971): “Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs”, Technical Papers, nº 20. *National Bureau of Economic Research*. New York: Columbia University Press.
- COHEN, J.E. (1960): A coefficient of agreement for nominal scales, *Educational Psychology Measures*, nº 20, 37-47.

---

<sup>20</sup> En realidad se produce un salto del 67% al 89%.



- DIEBOLD, F.X. y RUDEBUSCH, G.D. (1989): "Scoring the leading indicators", *Journal of Business*, nº 62, 369-391.
- DIEBOLD, F.X. y RUDEBUSCH, G.D. (1990): "A Nonparametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle", *Journal of Political Economy*, nº 98, 595-616.
- GREER, M. (2001): "Directional accuracy test of long-term interest rate forecast", *International Journal of Forecasting*, [www.elsevier.com](http://www.elsevier.com)
- HENRIKSSON, R.D. y MERTON, R.C. (1981): "On market timing and investment performance 2: statistical procedures for evaluating forecasting skills", *Journal of Business*, nº 54, 513-553.
- HERREA, G. (2001): "La Encuesta de Coyuntura Industrial, fuente adelantada de información sobre la evolución de la industria", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 60, [www.fuentesestadisticas.com](http://www.fuentesestadisticas.com)
- HERRERO, A. (1997): Encuesta de Coyuntura Industrial. *Seminario sobre la Metodología de los Indicadores Económicos*, [www.fuentesestadisticas.com](http://www.fuentesestadisticas.com).
- HOLDEN, K. y PEEL, D.A. (1990): "On testing for unbiasedness and efficiency of forecast", *The Manchester School*, Vol. LVIII nº 2, 120-127.
- INE (Varios años): *Boletín Mensual de Estadística*, [www.ine.es](http://www.ine.es)
- JORRAT, J.M. y CERRO, A.M. (2000): "Computing turning point monthly probability of the Argentine economy according to the leading index: 1970-2000", *Estudios de Economía*, Vol 27, nº 2, 279-295.
- MARTINEZ, P. (2001): "Datos de opinión acerca de cuestiones económicas", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 60, [www.fuentesestadisticas.com](http://www.fuentesestadisticas.com).
- MERTON, R.C. (1981): "On market timing and investment performance 1: an equilibrium theory of value for market forecasts", *Journal of Business*, nº 54, 363-406.
- MINISTERIO DE CIENCIA Y TECNOLOGÍA (Varios años): *Encuesta de Coyuntura Industrial*. Secretaría General del Ministerio de Ciencia y Tecnología, [www.mcyt.es](http://www.mcyt.es)
- MORENO, B. y LÓPEZ, A.J. (2001): "La combinación de predicciones subjetivas. Aplicación a las encuestas de opiniones empresariales." *Anales de Economía Aplicada, Actas XV Reunión ASEPELT-España*, La Coruña.
- NEFTCI, S. (1982): "Optimal prediction of cyclical downturns", *Journal of Economic Dynamics and Control*, nº 4, 225-241.
- NOVELL, J. y SOLE, A. (2000): Racionalidad de las previsiones presupuestarias y comportamiento estratégico. El caso español, *Actas III Encuentro de Economía Aplicada*, Valencia.
- PÉREZ, M.A. (2001): "La opinión de los empresarios ante diversas expectativas de futuro", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 60, [www.fuentesestadisticas.com](http://www.fuentesestadisticas.com).

- PESARAN, M.H. y TIMMERMANN, A. (1992): "A simple nonparametric test of predictive performance", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, nº 4, 461-465.
- SAVAGE L. J. (1971): "Elicitacion of personal probabilities and Expectations", *Journal of the American Statistical Association*, vol 66, nº 336. 783-801.
- SCHNADER, M.H. Y STEKLER, H.O.(1990): "Evaluating predictions of change", *Journal of Business*, Vol. 63, nº 1, 99-107.
- SCHÖNBORN, F. (1997): "Las encuestas cualitativas reflejan los planes y expectativas de empresarios y consumidores", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 55, [www.fuentesestadisticas.com](http://www.fuentesestadisticas.com).