

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

Las encuestas de coyuntura industrial como herramientas de análisis de la dinámica regional

MORENO CUARTAS, Blanca morenob@correo.uniovi.es

LÓPEZ MENÉNDEZ, Ana Jesús anaj@correo.uniovi.es

UNIVERSIDAD DE OVIEDO (Dpto. de Economía Aplicada)

RESUMEN

El análisis de la dinámica regional debe ser llevado a cabo con una perspectiva amplia, siendo aconsejable tener presentes las expectativas de los agentes económicos sobre la evolución de las variables que afectan a su actividad.

Las encuestas de coyuntura industrial constituyen una importante fuente de información subjetiva al reflejar tanto la percepción que tienen los empresarios de la actualidad económica como sus expectativas sobre el futuro, que condicionan sus decisiones a corto plazo con el consiguiente impacto en la economía regional.

Si bien los indicadores obtenidos directamente a través de las encuestas son de tipo cualitativo, existen métodos de conversión que permiten la estimación cuantitativa de este tipo de información, siendo posible así elaborar un conjunto de indicadores sintéticos capaces de anticipar la evolución del ciclo económico. Por otra parte, las encuestas de coyuntura industrial elaboradas actualmente en Europa están sometidas a un proceso de armonización, que resulta de gran utilidad para las comparaciones de los resultados entre países.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, en este trabajo estudiamos las encuestas de coyuntura industrial describiendo los indicadores sintéticos más habituales y analizando su utilidad para el estudio de la dinámica regional.

Los análisis teóricos se ilustran empíricamente a partir los resultados de la *Encuesta de Coyuntura Industrial* elaborada en España y la información publicada dentro de *Programa Armonizado de la Unión Europea*.

INTRODUCCIÓN

La información sobre expectativas económicas resulta imprescindible para el diseño de políticas económicas adecuadas en el marco de la Unión Europea y sus países miembros. Consciente de este hecho, la Dirección General de Economía y Finanzas de la Comisión Europea elabora, desde principios de la década de los setenta, previsiones periódicas referidas a las principales variables macroeconómicas¹.

En este contexto, las encuestas cualitativas industriales, basadas en las expectativas de los agentes económicos sobre las variables que afectan a su actividad, constituyen un instrumento muy útil para el análisis de las tendencias de la actividad económica, el seguimiento de los ciclos económicos y la determinación de puntos de inflexión.

El presente trabajo se propone contribuir, desde una óptica tanto teórica como empírica, al estudio de las encuestas de coyuntura industrial como herramientas de análisis de la dinámica regional. Con este objetivo, en la primera parte describimos las principales características de este tipo de encuestas y los indicadores sintéticos habitualmente contruidos a partir de las mismas, prestando una atención preferente a la metodología propia de la encuesta realizada en España, y las características del programa armonizado de la Unión Europea que permite la comparación de los resultados de los diferentes estados miembros.

En la segunda parte se desarrolla un método bayesiano que permite emplear los resultados proporcionados por las encuestas para anticipar señales sobre el cambio de giro de la economía.

En la tercera parte se describen algunas herramientas para evaluar la capacidad predictiva de las expectativas industriales. La aplicación de estas herramientas a los resultados de la Encuesta de Coyuntura Industrial que elabora Ministerio de Ciencia y Tecnología constituye la cuarta y última parte del trabajo.

1. ENCUESTAS CUALITATIVAS INDUSTRIALES

Las Encuestas Cualitativas Industriales solicitan a los administradores de empresas, en tanto que agentes económicos que operan en el mercado, que den su opinión sobre ciertas variables económicas relevantes tales como las decisiones de compra, el nivel de inventarios o la evolución de la producción.

¹ Tal y como recoge Keereman (1999) estas predicciones pueden considerarse razonablemente satisfactorias, ya que presentan errores inferiores a las del FMI y la OCDE.

Por lo general, las variables investigadas son de tres tipos diferentes: realizaciones (datos *ex post*), valoraciones o estimaciones (datos relativos a la situación vigente) y planes o expectativas (datos *ex ante*) y las respuestas se clasifican habitualmente en tres categorías: *baja*, *normal* o *alta* si reflejan el nivel actual y *disminuir*, *mantenerse* o *aumentar* si prevén la tendencia inmediata.

La respuesta proporcionada por cada individuo sobre sus planes o expectativas sobre una variable se convierte en una herramienta cualitativa de predicción. Así, si en el momento actual t , queremos anticipar el comportamiento de una variable Y en un horizonte temporal h de amplitud T ($h=1,...,T$), siendo desconocido el valor real y_{t+h} , la predicción cualitativa efectuada por cada individuo i ($i=1,...,N$) será: $\hat{y}_{t+h,t}^i$. En concreto, en todas las encuestas las cuestiones que se plantean suelen referirse a situaciones en las que se requiere conocer las expectativas para un periodo del tiempo muy reducido (máximo un año), lo que las convierte en herramientas idóneas para la elaboración de predicciones a corto plazo.

Normalmente, los resultados de las encuestas suelen difundirse como series en las que se agregan (ponderadas de acuerdo con alguna variable de referencia como el empleo o las ventas) las respuestas individuales $\hat{y}_{t+h,t}^i$ en cada categoría (r). Se obtiene así una respuesta porcentual para cada categoría: $\hat{y}_{t+h,t}^i(r)w_{i,t}$, pudiendo utilizarse dichas series separadamente, combinadas o resumidas en forma de indicadores compuestos.

Las N respuestas porcentuales obtenidas se agregan en cada categoría mediante la expresión: $\sum_{i=1}^N \hat{y}_{t+h,t}^i(r)w_{i,t}$, obteniendo así los tres valores asignados en las series

cronológicas, cuya suma da como resultado 100: $\sum_{r=1}^3 \sum_{i=1}^N \hat{y}_{t+h,t}^i(r)w_{i,t} = 100$.

Los resultados referidos a cada una de las variables consideradas pueden utilizarse directamente o bien resumidos en forma de indicadores compuestos.

Generalmente se emplea como indicador de cada variable su saldo, obtenido como diferencia entre los porcentajes de respuesta optimistas ($r=3$) y pesimistas ($r=1$).

$$S_{t+h,t} = \sum_{i=1}^N \hat{y}_{t+h,t}^i(3)w_{i,t} - \sum_{i=1}^N \hat{y}_{t+h,t}^i(1)w_{i,t}$$

A partir de estos indicadores se construyen unos índices que, en función de su magnitud y signo, aportan una valiosa información sobre la evolución coyuntural.

Los indicadores de síntesis habitualmente contruidos son los denominados *Indicadores de Clima o Confianza Industrial (ICI)*, que sirven de guía y pronóstico de la actividad industrial real, ya que representan el mayor o menor optimismo de los empresarios del sector industrial respecto a la situación actual de la actividad industrial y sus perspectivas de evolución futura. En concreto, el ICI se obtiene como media aritmética de los saldos netos obtenidos de los indicadores del nivel actual de la cartera de pedidos total, las expectativas de producción corregidas de variaciones estacionales y el nivel de existencias de productos terminados (cambiado de signo).

1.1 La Encuesta de Coyuntura Industrial y el Índice de Clima Industrial

En el ámbito nacional, la referencia en este tipo de investigaciones cualitativas es la Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI), que elabora con carácter mensual y trimestral el Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT) desde 1963,

La muestra mensual de la ECI es un panel (muestra fija) de establecimientos, obtenido mediante la técnica de muestreo aleatorio estratificado. Actualmente, la muestra de esta encuesta es de aproximadamente 2.700 empresas², de las cuales alrededor del 90% corresponden a la encuesta en la industria, en sentido estricto, y el 10% restante a la encuesta en el sector de la construcción.

En concreto, el formulario va dirigido al personal gerencial de las empresas industriales y recopila básicamente información de dos tipos:

1. *Cualitativa*: opiniones sobre los niveles actuales de la cartera de pedidos y de la producción y sobre la tendencia de los precios de venta, el empleo y la producción para los próximos meses.
2. *Cuantitativa*: opiniones relativas al período de trabajo asegurado con su cartera de pedidos (en días) y el empleo actual (en personas).

La ECI agrupa a las empresas industriales por subsectores en función de la actividad productiva (única o principal) de acuerdo con la clasificación de actividades CNAE-93.

La respuesta de cada empresa del subsector $\hat{y}_{t+h,t}^i(r)$ se pondera de acuerdo con el porcentaje que representa el número de empleados de la empresa respecto al

² La muestra de la *Encuesta de Coyuntura Industrial (ECI)* es un panel de empresas. No obstante, cuando una empresa tiene varias líneas de producción en establecimientos diferenciados, éstos se consideran unidades informantes independientes.

empleo total del subsector $(w_{i,t})^3$, obteniendo así una respuesta porcentual: $\hat{y}_{t+h,t}^i(r)w_{i,t}$. Posteriormente, las N respuestas porcentuales se agregan en cada categoría para obtener los tres valores asignados a las series cronológicas.

El proceso anteriormente descrito constituye el primer escalón de ponderación y se actualiza cada tres meses con las respuestas de las propias empresas al número de empleados en plantilla. En una segunda fase, a cada subsector se le adjudica un peso dentro de los sectores agregados en función de su valor añadido bruto (VAB)⁴ respecto al del total de la industria, obtenido de los datos de la *Encuesta Industrial de Empresas* (EIE) del Instituto Nacional de Estadística (INE)

Este proceso constituye el segundo escalón de ponderación y suele actualizarse cada cinco años para recoger los cambios estructurales que afectan al peso de los diferentes sectores que integran la industria. Con el incremento del nivel de agregación se obtienen los datos de los sectores industriales agregados por destino económico de los bienes (consumo, intermedios e inversión) y total industria.

A partir de esta investigación, el indicador de síntesis más destacado es el *Indicador de Clima Industrial (ICI)*, si bien la información disponible a nivel sectorial permite elaborar también otros indicadores climáticos de actividad ⁵.

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 contiene son indicadores adelantados de la actividad empresarial. Así, 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.

Diferentes análisis han puesto además de manifiesto que el ICI muestra una elevada correlación con el *Índice de Producción Industrial (IPI)*, lo que le configura como indicador adelantado de la producción industrial.

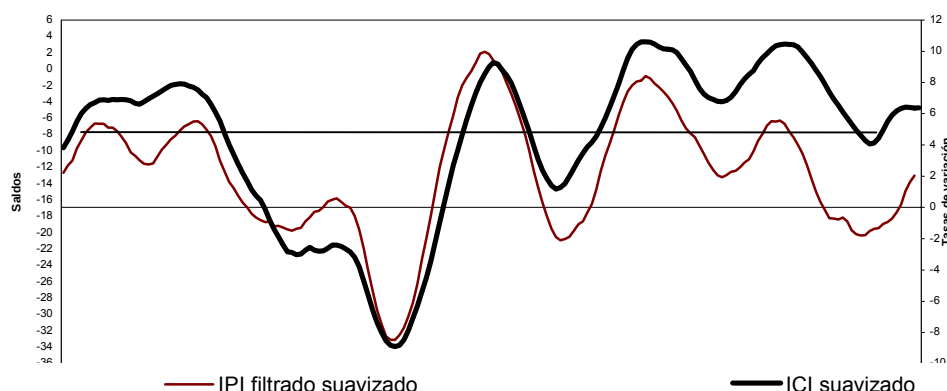
³ Si bien en otros países se usa el valor de las ventas como factor de ponderación, ésta es una variable más difícil de conocer que el empleo y más complicada de obtener con la desagregación necesaria.

⁴ En ocasiones se emplea una variable equivalente, que se aproximaría al concepto de ingresos de explotación menos variaciones de existencias e impuestos.

⁵ Puesto que la ECI agrupa las empresas industriales por subsectores en función de la actividad productiva, 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).

En concreto, el gráfico 1 muestra las series suavizadas del ICI⁶ 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 anticipando los del IPI.

Gráfico 1: Evolución comparada del ICI y el IPI mensual: España, 1987-2002



Fuente: Ministerio de Ciencia y Tecnología e INE

1.2 El Programa Armonizado de la Unión Europea

Las autoridades europeas pusieron en marcha ya en 1961 un programa destinado a homogeneizar el contenidos de las encuestas cualitativas realizados por sus países miembros. Desde entonces dicho programa ha sido objeto de sucesivas actualizaciones, incluyendo a partir del año 2000 no sólo a los 15 actuales miembros de la Unión Europea sino también a los 12 países que entrarán a formar parte de la misma en la próxima ampliación.

Dentro de este programa de armonización se realizan actualmente, sobre una base mensual⁷, encuestas de industria (1962), construcción (1966), consumidores (1972), comercio al por menor (1984) y sector de servicios (1996).

⁶ Las series utilizadas en el gráfico son los saldos originales del ICI, y las tasas de variación interanuales del IPI corregido de efectos calendario, lo que se denomina IPI filtrado, y ambas suavizadas mediante un regresor de orden 2 (AR-2)

⁷ Existen también encuestas semestrales como la de inversión en sectores industriales (1966) y la encuesta trimestral sobre la economía mundial que proporciona un examen de la situación económica mundial. Además, las encuestas en industria, en la construcción y entre consumidores contienen algunas preguntas con carácter trimestral. En Schönborn (1997) se puede encontrar una descripción detallada del conjunto de encuestas enmarcadas dentro del programa de Encuestas Cualitativas de Empresarios y Consumidores armonizadas para toda la Unión Europea.

Una de las tareas principales de los servicios de la Comisión Europea es la producción de los exámenes agregados para la zona euro y la Unión Europea en base a los resultados recibidos de los Estados miembros. Las contestaciones de los agregados se calculan ponderando las respuestas a las encuestas de cada país, a partir de una serie de referencia en el ámbito investigado (Unión Europea o zona euro).

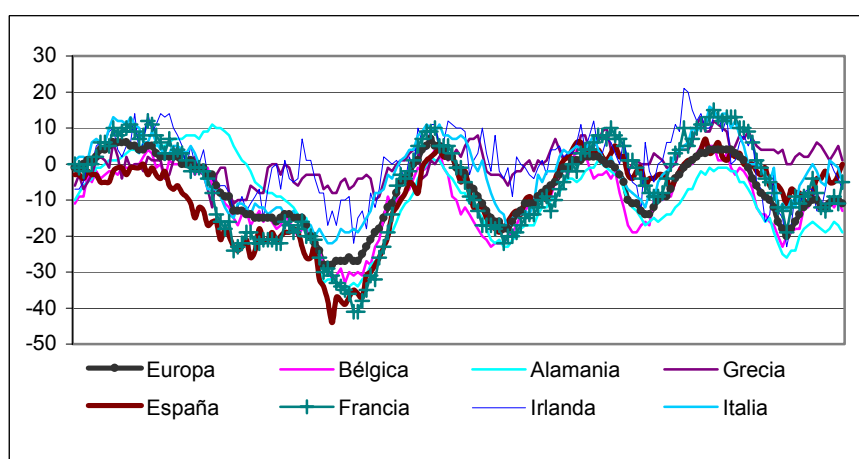
Los pesos usados actualmente en la encuesta de industria se calculan en base al valor añadido bruto a coste de factores para la fabricación total o para cada subsector (NACE 1). Para cada sector de la industria, estos pesos reflejan la contribución de los Estados miembros sobre el valor añadido a coste de factores. Para la Industria total del EU, los pesos $w_{i,t}$ se derivan del valor añadido bruto

$VAB_{i,t}$ en la industria excepto construcción $w_{i,t} = \frac{VAB_{i,t}}{VAB_{EU,t}}$. La ponderación final

empleada se calcula a partir de la media móvil de dos años: $w_{i,t} = \frac{w_{i,t} + w_{i,t-1}}{2}$.

A partir del empleo de las encuestas armonizadas y del agregado comunitario, es posible establecer comparaciones entre países y analizar sus ciclos económicos.

Gráfico 2: Evolución del ICI de la Unión Europea (EU) y de algunos Estados Miembros 1988-2002



Fuente: Comisión Europea

Es interesante señalar que en el caso de España existen diferencias entre los saldos ofrecidos por la Comisión Europea y el Ministerio de Ciencia y Tecnología (MICYT), que obedecen tanto a razones metodológicas como de ámbito sectorial, entre las que podemos destacar las siguientes:

1. Las empresas extractivas y energéticas encuestadas en España no están encuadradas en la delimitación de industria manufacturera que presenta la Comisión

Europea. Por ello, el agregado “total industria” publicado por el MCYT recoge un mayor abanico de actividades que el del organismo europeo.

2. La Comisión Europea solicita que los resultados sobre la situación de la cartera de pedidos extranjeros y las existencias de productos terminados no tomen en cuenta las respuestas de las empresas que no exportan y/o no mantienen posiciones de almacén. Sin embargo, en el caso de los resultados publicados por el MCYT se toman en cuenta el peso de las empresas en las que sus exportaciones y/o almacenajes son nulas.

3. Todos los países miembros están obligados a enviar a la Comisión Europea los datos originales, si bien debido a que ciertas variables de estas encuestas se ven afectadas por la estacionalidad, es conveniente aplicar algún método que reduzca estas variaciones estacionales. El método corrector elegido por el área de análisis del MCYT es actualmente el X-11 ARIMA, mientras la Comisión Europea utiliza el procedimiento denominado DAINTRIES⁸. Además mientras que en el caso de la Encuesta de Clima Industrial el único indicador que necesita corregirse es el de expectativas de producción, en el ámbito comunitario todas las variables son objeto de ajuste estacional.

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.

El objetivo de este apartado es estudiar cómo los indicadores sintéticos obtenidos partir de las encuestas de coyuntura industrial pueden ser considerados indicadores adelantados capaces de anticipar los puntos de giro en la actividad económica, tratando de calcular 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.

Antes de calcular estas probabilidades es necesario determinar los puntos de giro de una serie económica mediante el empleo de técnicas empiristas o no paramétricas. Básicamente, estos procedimientos utilizan en grados diversos una

⁸ Una descripción de este método puede verse en EUROPEAN COMMISSION (2003).

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 dos requisitos ⁹:

1. Que la distancia entre dos puntos de giro del mismo tipo sea como mínimo de L meses (duración del ciclo).
2. 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).

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), consistente en observar un proceso cuya estructura cambia de forma aleatoria en algún momento el tiempo y predecir el instante en el que se presenta el cambio súbito.

Nuestro objetivo es por tanto establecer el cambio de régimen del indicador considerado para predecir los cambios en la actividad económica real Y_{t+h} . Así, las observaciones del indicador sintético, que llamaremos genéricamente I_t^A , serán usadas para realizar la inferencia que permita predecir el momento en que la economía cambia de régimen, es decir las observaciones de I_t^A , pueden considerarse predicciones de los puntos de inflexión en Y_{t+h} , esto es: $\hat{y}_{t+h,t}^p$.

A tal efecto, 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

⁹ Si bien existe una amplia variedad de procedimientos no paramétricos, todos ellos se basan en planteamientos similares, diferenciándose en los filtrados empleados y en las restricciones propuestas. 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).

puntos de giro de I_t^A 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_t al número entero que representa el primer período posterior a un punto de giro (pico) del indicador adelantado. Entonces el indicador adelantado I_t^A tiene dos distribuciones correspondientes a recuperaciones y contracciones que denotamos por $f_t^u(I_t^A)$ y $f_t^d(I_t^A)$ respectivamente:

$$f_t^u(I_t^A) \text{ cuando } t < Z_t$$

$$f_t^d(I_t^A) \text{ cuando } t \geq Z_t$$

y serán estimadas a partir de las observaciones pasadas del indicador (I_{t-1}^A).

Conocida la última información disponible hasta t del indicador adelantado, I_{t-1}^A , la probabilidad de observar un pico en t , correspondiente a un anticipo del pico en la actividad económica futura Y_{t+h} , $Z_t \leq t$, puede ser expresada como:

$$P_t = P(Z_t \leq t | I_{t-1}^A) = \frac{P(\hat{y}_{t+h,t}^p / Z_t \leq t) P(Z_t \leq t)}{P(I_{t-1}^A)}$$

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 pico¹⁰ viene dada por:

$$P_t = \frac{\left[(P_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - P_{t-1})) \right] f_t^d(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A)}{\left[(P_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - P_{t-1})) \right] f_t^d(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A) + (1 - P_{t-1}) f_t^u(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A) (1 - \Gamma_t^u)}$$

donde $\Gamma_t^u = P(Z_t = t | Z_t > t)$ y $\Gamma_t^d = P(Z_t = t | Z_t \leq t)$ 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), $f_t^u(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A)$ y $f_t^d(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A)$ son las densidades de probabilidad del

¹⁰ De modo análogo, la expresión para el cálculo de la probabilidad secuencial recursiva en los valles será:

$$V_t = \frac{\left[(V_{t-1} + \Gamma_t^d (1 - V_{t-1})) \right] f_t^u(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A)}{\left[(V_{t-1} + \Gamma_t^d (1 - V_{t-1})) \right] f_t^u(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A) + (1 - V_{t-1}) f_t^d(\hat{y}_{t+h,t}^p | I_{t-1}^A) (1 - \Gamma_t^d)}$$

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

Por su parte, tal y como señalan Diebold y Rudebusch (1989), la evidencia empírica muestra que Γ_t^u y Γ_t^d no dependen del tiempo 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 el momento $t=Z_t$, y se puede relacionar con un inminente punto de giro (en $t+h$) en el crecimiento económico¹¹.

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.

3. ANÁLISIS DE LA CALIDAD DE LAS PREDICCIONES

Una vez que disponemos de predicciones, bien sean referidas a los puntos de giro o a la dirección de la economía, resulta conveniente evaluar su calidad mediante la aplicación de tests adecuados.

Por lo que se refiere al **estudio del sesgo**, uno de los análisis más comúnmente empleados es el propuesto por Theil a partir de una regresión de las realizaciones (y_t) sobre las predicciones efectuadas en los periodos pasados ($\hat{y}_t$): $y_t = \alpha + \beta \hat{y}_t + u_t$
 $t=1, \dots, T$

¹¹ 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} .

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 sesgo¹².

La hipótesis de insesgadez puede también ser contrastada mediante algunos procedimientos no paramétricos, a través de una función que indica si el error de predicción es positivo:

$$f(e_t) = 1 \quad e_t \geq 0$$

$$f(e_t) = 0 \quad e_t < 0$$

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

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**, una de las medidas más empleadas cuando se dispone de datos de tipo categórico es el índice kappa, propuesto inicialmente por Cohen (1960). A partir de una muestra (T) de observaciones pasadas de predicciones y realizaciones que se puedan clasificar en

¹² 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 será aconsejable realizar una revisión al alza en posteriores previsiones.

las mismas categorías nominales, la clasificación conjunta se puede recoger en una tabla de contingencia:

PREDICCIONES	REALIZACIONES			
	y^1	...	y^m	Total
$\hat{y}^1$	n_{11}	...	n_{1m}	$n_{1.}$
.	...	...	...	...
$\hat{y}^m$	n_{m1}	...	n_{mm}	$n_{m.}$
Total	$n_{.1}$	...	$n_{.m}$	T

donde cada valor n_{ij} representa el número de observaciones clasificadas para la predicción en la categoría $\hat{y}^i$ y para la realización en y^j ($i, j = 1, \dots, m$).

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 (k) se define como¹³:

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

expresión que da como resultado valores comprendidos entre 0 y 1, adoptando valor unitario en el caso de máxima concordancia.

La hipótesis a contrastar puede ser formulada como: $H_0: \kappa = 0$, $H_1: \kappa \neq 0$, siendo el estadístico

de contraste $\frac{|\hat{\kappa}|}{S_0^2(\kappa)}$, con distribución normal estándar¹⁴.

Existe también un conjunto de test diseñados para evaluar la calidad de las predicciones en la medida en que éstas sirven para indicar la dirección futura de la

¹³ 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.

¹⁴ Una variante consiste en asignar pesos a las diferentes posibilidades de desacuerdo, considerando 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 $0 \leq w_{ij} \leq 1$, que represente la importancia del desacuerdo. El peso adquiere valor máximo con acuerdo perfecto ($w_{ii} = 1$) y disminuye cuando decrece la importancia del desacuerdo. Los pesos más comúnmente utilizados son los lineales

$w_{ij} = 1 - \frac{|i-j|}{m-1}$ y los bicuadrados $w_{ij} = 1 - \frac{(i-j)^2}{(m-1)^2}$.

economía. Merton (1981) y Henriksson y Merton (1981) consideran entonces dos categorías correspondientes a una dirección negativa y positiva de la economía (1 y 2 respectivamente).

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:

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

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

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

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

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

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

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

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

$$H_0: p_{11}+p_{22} = 1$$

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

donde la hipótesis nula equivale a la independencia entre realizaciones y

predicciones¹⁵, en cuyo caso el valor crítico observado sería: $\sum_{x=\underline{n_{11}}}^{\overline{n_{11}}} \frac{\binom{n_{.1}}{x} \binom{T-n_{.1}}{n_{.2}-x}}{\binom{T}{n_{.2}}}$.

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

¹⁵ Bajo esta hipótesis los modelos ingenuos no tendrían valor puesto que o bien $p_{11}=1$ y $p_{22}=0$ o viceversa.

observadas) y su calibración (la cercanía de la probabilidad con la frecuencia relativa observada). Cuando las predicciones sean probabilísticas (como es el caso, por ejemplo, de las probabilidades recursivas secuenciales para los puntos de giro) hablaremos de probabilidad, en otro caso asociaremos el término probabilidad a la creencia que un individuo tiene en las predicciones que realiza.

Para evaluar la capacidad para adelantar los puntos de giro, las predicciones generadas por la probabilidad secuencial recursiva (P_t y V_t para pico o valle respectivamente) se evalúan a partir del error cuadrático medio (PS) y el sesgo cuadrático global (GBS) de Brier (1950). En este caso se asumirá la realización $y_{t+h}=1$ si se produce un punto giro cuando el PSR lo indica (esto es cuando supera una probabilidad crítica prefijada) y $y_{t+h}=0$ en caso contrario.

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:

$$PS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(y_{t+h} - P_t)^2, \quad GSB = 2(\bar{y} - \bar{P})^2 \quad y$$

$$PS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(y_{t+h} - V_t)^2, \quad GSB = 2(\bar{y} - \bar{V})^2$$

donde PS y GBS $\in [0,2]$ indicando valores más pequeños predicciones más precisas.

4. APLICACIONES EMPÍRICAS

Los métodos anteriormente expuestos pueden ser aplicados al análisis de predicciones aportadas por los Indicadores de Clima Industrial elaborados por el Ministerio de Ciencia y Tecnología.

Más concretamente, hemos analizado el período 1990.01-2001.12 considerando como predicciones las proporcionadas por el ICI y como realizaciones de crecimiento económico las tasas interanuales del Índice de Producción Industrial mensual elaborado por el INE (TIPI).

El análisis del sesgo revela que el ICI es un predictor sesgado del IPI. Más concretamente, siguiendo la metodología de Theil el modelo estimado para la tasa de crecimiento del IPI (TIPI) a partir del ICI es:

$$\hat{TIPI}_{t+1} = 4,97 + 0,31 ICI_t$$

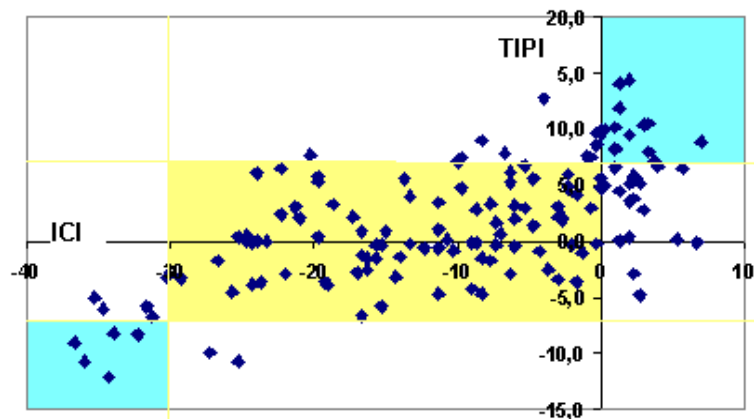
(0,47) (0,03)

que muestra cómo los empresarios tienden a sobrevalorar las expectativas sobre crecimiento económico.

Esta conclusión es corroborada por el test S, ya que la información proporciona una discrepancia $d_{\hat{S}/H_0} = 10,5$ que conduce al rechazo de la hipótesis.

Para las medidas de concordancia, es necesario clasificar las observaciones del ICI y el TIPI en categorías, por lo que se ha llevado a cabo una clasificación en intervalos¹⁶ tal y como recoge el gráfico siguiente:

Gráfico 3



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

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 y conduce al rechazo de la hipótesis nula del contraste $H_0: \kappa = 0$.

El examen de la calidad de las predicciones a través de contraste de Merton (1981) arroja un valor crítico observado a partir de la información muestral de 1, que conduce a no rechazar la hipótesis nula.

¹⁶ 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 el sesgo al alza anteriormente descrito, hemos considerado parte del recorrido negativo en la categoría "Mantenerse".

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

De modo complementario, hemos llevado a cabo 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 hemos llevado a cabo el fechado de los puntos de giro tanto del ICI como del IPI¹⁷ mediante procedimientos no paramétricos. En concreto, empleamos los filtrados lineales y las restricciones del método de Bry y Boschan (1971) consistente en la identificación de los puntos de giro en series suavizadas¹⁸, 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 Spencer¹⁹, 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:

1. Duración mínima del ciclo completo de 15 meses
2. Longitud de cada fase (expansión y recesión) de al menos 5 meses
3. Alternancia entre las sucesivas fases cíclicas.

Previamente a la aplicación de los alisados, Bry y Boschan (1971) indican la necesidad de determinar los puntos extremos²⁰ en las series y sustituirlos por los puntos de la curva de Spencer. 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.

Finalmente el fechado de los puntos de giro es el siguiente:

¹⁷ Puesto que este análisis debe ser llevado a cabo sobre series desestacionalizadas trabajamos con la tasa de variación interanual del IPI desestacionalizado, comparándola con la serie del ICI una vez eliminada la tendencia.

¹⁸ 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.

¹⁹ 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).

²⁰ Se consideran puntos extremos aquéllos que se desvían de su desviación típica en más de tres unidades.

ICI		IPI	
PICO	VALLE	PICO	VALLE
1991.07	1992.11 1996.02 1999.01	1992.03	1993.01
1994.12		1995.01	1995.12
1997.09		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 la metodología ya descrita.

Los valores del ICI se clasificaron en dos clases según su pertenencia a períodos de contracción ($f_t^d(ICI)$) o recuperación ($f_t^u(ICI)$), ajustándose los dos grupos obtenidos a una densidad normal²¹.

Por lo que se refiere a las probabilidades de transición Γ_t^d y Γ_t^u , dado que éstas 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 (0,065 y 0,051 respectivamente).

Una vez disponible toda la información es posible estimar mensualmente las probabilidades de un punto de giro, produciéndose señales de pico o valle cuando P_t o V_t respectivamente sean mayores que la probabilidad crítica prefijada.

Cada vez que dichas probabilidades superan la probabilidad crítica y no se produce un punto de giro se produce una falsa señal, considerándose una señal “perdida” aquélla 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 nuestra aplicación no se encontraron falsas señales y únicamente se dieron dos señales perdidas para valle²²:

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 IPI²³. La evaluación de estas predicciones, realizada mediante los criterios PS y GBS descritos en la sección anterior, permite apreciar 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 el error cuadrático medio PS se encuentra comprendido

²¹ La realización del test de de Jarque-Bera condujo en todos los casos condujo al no rechazo de la hipótesis nula, ajustándose modelos $N(1,02;7,5)$ y $N(-0,57;8,85)$ respectivamente.

²² La PSR es del 50% a los 3 meses de producirse el valle en IPI (1995.12).

²³ 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.

entre 0 y 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%²⁴. 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.
- 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.
- DIEBOLD, F.X. y RUDEBUSCH, G.D. (1989): “Scoring the leading indicators”, *Journal of Business*, nº 62, 369-391.
- EUROPEAN COMMISSION (2003): *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*. User Guide (2/06/2003), 1-78.
- 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.
- 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

²⁴ En realidad se produce un salto del 67% al 89%.

- 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.
- LAYTON, A. P. (1998). "A further test of the influence of leading indicators on the probability of US business cycle phase shifts". *International Journal of Forecasting*, 14, pp 67-70.
- LOPEZ SERRANO (2003): "Cambios recientes en la Encuesta de Coyuntura Industrial", Documento interno Secretaria General Técnica MCYT. Texto actualizado respecto al publicado en *Economía Industrial*, nº 335-336/2000v.
- MARTINEZ, P. (2001): "Datos de opinión acerca de cuestiones económicas", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 60, 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
- MORENO, B. y LÓPEZ, A. J. (2002). "El tratamiento de la variabilidad en las predicciones sobre crecimiento económico". *Actas V Encuentro de Economía Aplicada*, Oviedo.
- MORENO, B. y LÓPEZ, A. J. (2002): "Evaluating the suitability of qualitative leading indicators as economic forecasting tools", *Proceedings of the III International Meeting on Economic Cycles*, Madrid.
- NEFTCI, S. (1982): "Optimal prediction of cyclical downturns", *Journal of Economic Dynamics and Control*, nº 4, 225-241.
- PÉREZ, M.A. (2001): "La opinión de los empresarios ante diversas expectativas de futuro", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 60, 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.
- SCHÖNBORN, F. (1997): "Las encuestas cualitativas reflejan los planes y expectativas de empresarios y consumidores", *Revista Fuentes Estadísticas*, nº 55, www.fuentesestadisticas.com.