EL ANALISIS DE LA COYUNTURA ECONOMICA: UN EJERCICIO BASADO EN MODELOS

Antoni Espasa (*)

INTRODUCCION

AGRADEZCO a PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA, y muy especialmente al profesor Enrique Fuentes Quintana, la confianza que depositan en mí al pedirme un artículo sobre mi experiencia personal en el estudio de la economía española. Probablemente, mi reacción debiera haber sido la de agradecer el honor, pero declinarlo, ya que los lectores de PAPELES no deben verse perjudicados por la amistad y el afecto que el profesor Fuentes Quintana me ha dispensado desde que le conocí a finales de los años sesenta.

El Premio de Economía «Rey Jaime I» ha destacado en 1991 el tema de la coyuntura económica española, pues, al iniciar su compromiso de colaborar con la promoción de «la investigación en la Economía en su sentido más amplio», ha querido poner el énfasis en el área de «contribución al conocimiento de la realidad financiera y económica española». En respuesta a esta iniciativa de la Fundación Valenciana de Estudios Avanzados, avalada por el patrocinio de prestigiosas entidades económicas, el jurado internacional nombrado al respecto supo, muy acertadamente, destacar la inestimable labor de Julio Alcaide. Vea el lector en este artículo el deseo personal de contribuir a homenajear al profesor Alcaide, y sea indulgente conmigo ante el atrevimiento de contar algunas de mis experiencias profesionales. Mi objetivo con este artículo es exclusivamente estimular al lector en la aplicación de las técnicas estadístico-econométricas al estudio de la economía española, ya que sólo el interés en fomentar tal estímulo pudo llevar al jurado a señalarme, junto con Julio Alcaide, en su decisión.

Mi trabajo en torno al estudio de la economía española ha venido muy motivado y marcado por mi experiencia durante quince años en el Servicio de Estudios del Banco de España. Así, deseo manifestar mi profundo agradecimiento a Luis Angel Rojo por la gran deuda intelectual que tengo con él. La orientación que desde principio de los años setenta ha dado al Servicio de Estudios del Banco de España ha constituido el marco en el que he aprendido lo que pueda saber de la economía española. A Angel Rojo le debo, además, el haberme trasladado —unas veces de forma directa, otras indirectamente— orientaciones y críticas muy certeras sobre los proyectos en los que me he ido involucrando.

En el Servicio de Estudios he recibido también una inestimable ayuda y estímulo constantes por parte de sus economistas. Me es imposible citar aquí a todos ellos, pero deseo señalar algunas personas de las que me he beneficiado especialmente. Así, quiero agradecer a José Pérez todo lo que durante años ha hecho para

introducirme en los temas de política monetaria y económica, en general; a Ana Sánchez y José M. Bonilla, la atención y desinterés con que continuamente me han participado sus experiencias profesionales sobre cómo acercarse a conocer y diagnosticar la situación económica; a Agustín Maravall, Juan José Dolado e Iñaqui Mauleón, las numerosas discusiones mantenidas en torno a la Econometría, que tan positivas han sido para mí, y a Luis Villanueva y Viçent Poveda, su inmensa ayuda en el terreno de la informática. La confianza que en todos ellos he encontrado sobre mi trabajo ha sido el mayor incentivo que he recibido para continuar mi trayectoria profesional.

El trabajo que he realizado en el Banco de España ha sido posible gracias a un conjunto de personas que, en distintos momentos, estuvieron en el equipo de «Métodos Cuantitativos» que yo dirigía, los economistas: Concha Artola, Juan Carlos Delrieu, José Luis Escrivá, Rosa Gómez-Churruca, M. de los Llanos Matea, M. Cruz Manzano, Julia Salaverría y M. Teresa Sastre. Mi agradecimiento también a M. Luisa Rojo que, como ayudante de investigación, me he proporcionado con puntualidad y eficiencia cuantos resultados le he pedido. En general, mi agradecimiento a todos los compañeros que he tenido en el Servicio de Estudios, en los que siempre he encontrado la ayuda eficaz que he necesitado. En particular, mi reconocimiento a los correctores de estilo, castellano e inglés, Marcial Suárez y Colin Anderton, y a Coral Aldea y M. Carmen Arellano, que con inmensa paciencia mecanografiaron gran parte de mis trabajos.

Este artículo se centra en la idea de que el análisis de la coyuntura debe basarse al máximo en modelos estadístico-econométricos, como forma de aumentar las garantías de objetividad del estudio. El artículo está organizado de modo que a partir de la descripción de los problemas abordados y de las soluciones aportadas en los principales proyectos en los que he trabajado, se van apuntando distintas propuestas que han resultado operativas y que, con los años, han visto confirmada su utilidad para el análisis económico. Posteriormente, estas propuestas se han ido estructurando en diversos trabajos y se ha concluido con una metodología cuantitativa para el análisis de la coyuntura que, en su última versión, se recoge en Espasa y Cancelo (1992).

En el apartado siguiente se describen mis primeros acercamientos al estudio de la economía española. Ello sirve para destacar el problema de datos que limita y condiciona los análisis de la coyuntura en España. El desarrrollo experimentado por la economía española en las últimas décadas hace que el ritmo de inversiones en la información económica, mejora de las estadísticas existentes y elaboración de otras nuevas sea insuficiente. Así pues, parece conveniente destacar en esta introducción, los logros realizados por el INE y, al mismo tiempo, solicitar los recursos necesarios para acelerar las inversiones en estadísticas económicas.

Otro aspecto que emerge en el apartado I se refiere a los instrumentos cuantitativos, modelos, procedimientos de extracción de señales, etc., que se emplean en el análisis de la coyuntura. Sobre ellos hay que ser muy cuidadoso, ya que se pretende que sus resultados constituyan una base cuantitativa que difícilmente pueda ser ignorada por los analistas. La continuidad en el uso de tales instrumentos hace que éstos estén sometidos a un control de calidad, por lo que han de ser debidamente seleccionados desde el principio y actualizados posteriormente de forma periódica. De hecho, datos fiables y procedimientos estadístico-econométricos adecuados constituyen la base de un buen análisis de coyuntura.

Los tipos de modelos que se pueden utilizar son múltiples. En el apartado II, se destaca el interés que para el tema que nos ocupa tienen los modelos econométricos dinámicos, y se señala la contribución que la London School of Economics ha tenido en esa dirección. Además, la prontitud del diagnóstico es importante, por lo que los modelos deben contemplar también el uso de datos mensuales. Esto no es siempre posible con modelos econométricos, y los modelos ARIMA constituyen, junto con los anteriores, las dos fuentes importantes de aportación de resultados.

Los apartados III y IV se refieren a mi experiencia con modelos sobre el sector monetario. El primer problema que se me planteó en esta área era, inicialmente, de predicción a corto plazo, que debía ser especialmente fiable, pues los expertos ya hacían sus predicciones subjetivas. Había que aprovechar al máximo, con un costo razonable, la información disponible, que en este caso era la diaria. Esto concluyó con la propuesta de modelos ARIMA DECENALES para la predicción de los agregados monetarios.

Un paso posterior consistió en determinar el nivel de desagregación mínimo necesario para obtener las mejores predicciones. Esto depende de la naturaleza de los elementos que componen un agregado, que además no tiene por qué ser la misma a lo largo del tiempo. En este aspecto, la existencia de cointegración entre los componentes es la característica más orientativa sobre la desagregación que conviene emplear. Esta debe ser mínima, ya que cuanta más desagregación más difícil es la modelización y, por tanto, mucho más probable que se concluya con modelos incorrectos.

Con la modelización ARIMA univariante se pudieron ir cubriendo las necesidades de la predicción a corto plazo para el control monetario, si bien la ampliación de la definición del agregado sujeto a control ha sido una fuente continua de problemas que ha mantenido ocupadas a diversas personas. Estos logros en la modelización univariante animaron a plantear la posibilidad de construir un modelo econométrico decenal. Este se recoge en Escrivá *et al.* (1986). Con este modelo, no se pudieron conseguir predicciones que sistemáticamente fuesen mejores que las univariantes, aunque tampoco eran considerablemente peores. El modelo era adecuado, pero su complejidad no aconsejaba abandonar los mo-

delos ARIMA, y los resultados en la predicción tampoco lo reclamaban. Estos modelos econométricos son, sin embargo, muy útiles para realizar simulaciones.

La sofisticación en la predicción monetaria ha ido creciendo, y en Espasa y Salaverría (1988) se plantea el problema de predecir teniendo en cuenta que la autoridad monetaria anuncia que va a intervenir para lograr ciertos objetivos.

La predicción monetaria a corto plazo no sólo se fue utilizando para adelantar de forma fiable la observación correspondiente al próximo mes o al próximo año, sino para intentar caracterizar la naturaleza del crecimiento que registran en un momento dado los agregados monetarios. Con ello, se inició una serie de trabajos, sobre el dinero y otras magnitudes económicas, con los que se llegó a perfilar la metodología que se describe en el apartado VII.

La predicción monetaria mostró la conveniencia de contemplar la predicción de otras variables como la inflación (apartado V). De nuevo, el tema de desagregación fue importante. Además, ahora, los problemas que mostraba el índice agregado de precios al consumo, IPC, para su predicción, y la solución que se aportaba sobre el nivel de desagregación conveniente, sugerían orientaciones sobre el mejor indicador de inflación para fines de política económica. Esto llevó a proponer el empleo del índice denominado IPSEBENE, que excluye del IPC los precios de los alimentos no elaborados y de los bienes energéticos.

Los modelos ARIMA mensuales de precios mostraban problemas en la predicción en las épocas en las que comenzaba una desaceleración de precios. El planteamiento de los modelos econométricos fue imperativo. No fue posible, por falta de datos, construir modelos econométricos estructurales, pero se concluyó con modelos de indicador —véase Espasa *et al.* (1987)—, que han demostrado ser el mejor instrumento actual para la predicción a corto plazo de la inflación española.

De nuevo, la predicción de precios se requería también para caracterizar el crecimiento de éstos en un momento dado. Los estudios realizados concluyeron en introducir el concepto de inflación subyacente —término que se desarrolla con mayor detalle en el apartado V—, obtenido sobre el IPSEBENE y mediante la aplicación de una tasa de crecimiento anual centrada, calculada con predicciones en los últimos meses de la muestra. Este crecimiento de los precios parece más interesante que el crecimiento acumulado en doce meses en el IPC, que oscila excesivamente y va retrasado respecto a la inflación mensual. Este retraso fue, sin duda, el que confundió a los analistas que a finales de 1987 aconsejaron un objetivo del 3 por 100 para 1988.

Al tiempo que se abordaba la predicción de la inflación, se contemplaba también el análisis y predicción de series de actividad: producto interior bruto, índice de producción industrial, empleo, etc. El análisis de estas magnitudes demostró que el interés se centraba fundamentalmente en las tendencias. Estas, y no las series ajustadas de estacionalidad, eran, normalmente, las señales relevantes para el estudio de la coyuntura económica. Propuesto el análisis sobre tendencias (véase apartado VI), se pasó a plantear el problema de su crecimiento y se generalizó el concepto de inflación subyacente de los precios con el de crecimiento subyacente para cualquier variable económica. Calculando y actualizando este crecimiento mensualmente, y comparándolo con la expectativa de crecimiento a medio plazo que proporcionan los modelos, se organiza la metodología para el análisis de coyuntura que se expone en el apartado VII.

Más recientemente, el análisis sobre series diarias monetarias y de actividad, como el consumo de energía eléctrica, ha demostrado que la predicción diaria es muy compleja, pero factible (véase apartado VIII). La circulación fiduciaria se puede predecir con un día de antelación, con un error cuya desviación estándar es del 0,05 por 100, y el consumo de energía eléctrica con una correspondiente desviación estándar del 1,3 por 100. Pero, además, la compleja modelización diaria permite corregir las series originales, proporcionando mediciones más homogéneas de la magnitud económica que se esconde tras los datos. Esto se explota en Cancelo y Espasa (1991b), que proponen construir un indicador semanal y otro mensual de actividad basado en el consumo de energía eléctrica. La ventaja es que el valor del indicador en la semana o en el mes anterior se puede conocer el primer día de la semana o del mes corriente.

La experiencia con todos los modelos sobre todas las variables consideradas es altamente positiva, y la conclusión es determinante: el análisis económico debe basarse en modelos, y esto es perfectamente factible hoy en día.

I. UNA APROXIMACION CUANTITATIVA, PARCIAL Y PROGRESIVA, AL ANALISIS DE LA COYUNTURA ECONOMICA

Mi primera aproximación al estudio de la economía española no culminó con éxito. Fue durante el segundo semestre de 1971. En junio de ese año, el profesor John Denis Sargan había aceptado dirigir mi tesis doctoral, y yo le había propuesto realizarla sobre un modelo econométrico global de la economía española. La condición acordada era que yo tenía que buscar y responsabilizarme plenamente de la base de datos estadísticos necesaria para el modelo, o la tesis tendría que versar sobre algo distinto.

Consciente desde el principio de que los únicos datos disponibles de la contabilidad nacional eran anuales, mi plan consistía en encontrar suficiente información trimestral sobre distintos indicadores económicos, que me permitieran, al igual que habían hecho Klein *et al.* (1961) para la economía del Reino Unido, interpolar trimestralmente la contabilidad nacional anual. Llegué a recopilar

casi toda la información macroeconómica que entonces se publicaba en España, y resultó imperativo abandonar el proyecto. La información disponible no permitía, en el contexto de una tesis doctoral, abordar la tarea de un modelo econométrico trimestral, y para un modelo anual se disponía de muy pocas observaciones. Con ello, mi tesis tuvo una orientación teórica e incluyó también una aplicación a un modelo simultáneo sobre la determinación de precios y salarios en la economía inglesa.

En 1975, al acabar mis estudios en Londres, me incorporé al Servicio de Estudios del Banco de España (SEBE), y en esta segunda ocasión mi orientación profesional sí que iba a estar relacionada con la economía española. En el SEBE se estaba terminando un proyecto de un modelo econométrico trimestral de la economía española. Para ello, una gran parte de los economistas del Servicio de Estudios había invertido dos años en trimestralizar todas las variables que entraban en el modelo. Mi participación se ciñó fundamentalmente a una estimación de una ecuación para el paro en función del producto interior bruto y de los salarios. Curiosamente, aunque el ajuste muestral —1964 (II) a 1972 (II)— era bueno, las predicciones para 1973 y 1974 mostraban que el modelo tenía problemas de especificación, ya que sistemáticamente predecía más paro del que se observaba. Probablemente se debía a no considerar la emigración, sobre la que no pude llegar a obtener series homogéneas adecuadas para el modelo en cuestión.

La experiencia con el modelo trimestral en el SEBE produjo grandes frutos, ya que unió, en torno al magisterio de Luis Angel Rojo, a un equipo de personas sobre el estudio global de la economía española, y eso se ha ido reflejando desde entonces en las publicaciones e informes de dicho Servicio de Estudios. El proyecto del modelo trimestral en sí mismo no pudo tener continuidad, ya que el problema de revisión y actualización trimestral de la base estadística se convertía en una tarea gravosa que tampoco podía concluir con unos datos fiables que la justificaran.

En el análisis de la economía española, Luis Angel Rojo había transmitido a los miembros del SEBE el espíritu de centrar siempre el estudio dentro de los esquemas más sólidos de la Teoría Económica. Sin duda, esto ha constituido la principal razón del prestigio alcanzado por los informes del Banco de España. En ese marco, la experiencia del modelo trimestral sirvió para añadir a lo anterior: 1) la conveniencia de basar el análisis económico en modelos cuantitativos; 2) sobre datos razonablemente adecuados, y 3) con una metodología econométrica apropiada. Todo ello indicaba que las aplicaciones econométricas tendrían que ser más bien sectoriales que globales, y que los modelos utilizados para el análisis a corto plazo debían ser tanto modelos econométricos como modelos de series temporales. En cualquier caso, había que ser muy cuidadoso en aplicar la metodología cuantitativa a las características de los problemas tratados.

Las conclusiones anteriores han marcado, sin duda, mi acercamiento al estudio de la coyuntura económica española, que se ha caracterizado por ir perfilando, de forma continua, y cada vez con mayor amplitud y detalle, una metodología estadístico-econométrica que fuera capaz de generar unos resultados cuantitativos suficientemente contrastados y que, por tal motivo, pudieran constituir un puntal firme sobre el que basar un estudio de coyuntura. Esta metodología cumpliría dos funciones: de un lado, aumentaría las garantías de objetividad del estudio final y ayudaría, en las situaciones en las que dos analistas de un mismo fenómeno económico llegan a diagnósticos distintos, a clarificar las razones de tal divergencia; de otro, los resultados cuantitativos generados por dicha metodología constituirían una ayuda valiosa para el analista que tiene que producir el informe.

Esto último implica que este empeño metodológico introduce restricciones en la aportación subjetiva del analista de la coyuntura, por lo que la disciplina metodológica solamente será aceptada si los resultados cuantitativos que con ella se obtienen son realmente valiosos. Por tanto, esta orientación de ir proporcionando con el tiempo un mayor soporte metodológico iba a estar sometida a un fuerte control de calidad: sólo en cuanto la calidad del producto (resultados cuantitativos) fuese alta éste iba a difundirse.

Junto con este interés metodológico, mi acercamiento al estudio de la economía española se ha ido produciendo sectorialmente. Es decir, abarcando campos parciales de la macroeconomía, aunque con el empeño de ir aumentado el espectro de forma continua. Esto en absoluto es una virtud, sino, ciertamente, todo lo contrario, y ha sido así debido a las mencionadas restricciones de datos disponibles que hacen que, en determinados sectores, el análisis cuantitativo tenga amplias posibilidades, mientras en otros se encuentra con enormes limitaciones.

La idea de agrupar las realizaciones en diversos sectores en un núcleo de modelización conjunta, que luego pueda ampliarse en modelizaciones sectoriales específicas con mayor detalle, es un objetivo en mi trabajo profesional, pero creo que todavía tendrán que pasar al menos cuatro años para que pueda contar con algunos resultados en esa dirección. En conclusión, se puede decir que el enfoque sectorial es ampliamente limitado, pero mucho más factible, por lo que da garantías a los resultados obtenidos. Con ello, el analista podrá utilizar dichos resultados con bastante confianza, aunque sólo cubran una parte en el estudio global de coyuntura.

II. UNAS PRIMERAS CONVICCIONES METODOLOGICAS

Mi tesis doctoral había consistido en generalizar el modelo econométrico simultáneo. Tal modelo había sido ampliado independientemente en dos direcciones: *a)* con

una formulación dinámica paramétrica por J. D. Sargan, D. F. Hendry, etc., y *b)* con un esquema semiparamétrico residual, por Hannan y Terrell. En mi tesis, y en la publicación posterior —Espasa (1978a)—, se integran ambas formulaciones, concluyendo con un modelo econométrico simultáneo lineal dinámico general, y se derivan las propiedades estadísticas (asintóticas) de sus estimadores.

Enfoques generales como los del párrafo anterior son costosos, y no siempre factibles, pero constituyen el marco de referencia que puede proporcionar orientaciones metodológicas para la aplicación estadístico-econométrica. En este sentido, desde finales de la década de los sesenta se venía desarrollando, bajo el liderazgo del profesor Sargan, lo que ha pasado a denominarse como metodología de la London School of Economics (LSE). En Espasa (1978b), se hace una presentación sencilla de dicha metodología, poniendo de manifiesto cuatro de sus aspectos importantes:

1) Los modelos globales pueden no ser factibles, por lo que es conveniente formular, a partir de ellos, modelos de información limitada sobre la variable o variables de interés.

2) Los modelos deben contener una formulación dinámica adecuada.

3) El problema de construir un modelo econométrico no se circunscribe a una cuestión de estimación, sino que, fundamentalmente, es un problema de seleccionar el modelo más adecuado para los datos analizados.

4) En la selección de modelos dinámicos, debe aplicarse un método de estimación adecuado, como el de variables instrumentales autorregresivas (Sargan, 1964). Además, el procedimiento de selección debe basarse en una hipótesis mantenida general para intentar llegar, a partir de ella, a formulaciones más simples. Las ventajas de este procedimiento «de lo general a lo particular» se analizan en profundidad en Anderson (1971).

En la formulación de modelos cuantitativos, la especificación dinámica es básica, pero, al mismo tiempo, es la faceta del modelo sobre la que la Teoría Económica proporciona menos información. Por ello, con frecuencia son los datos los que deben conducir al analista a formulaciones dinámicas aceptables. En Espasa (1973a), se recoge un conjunto de consideraciones, tomadas de la metodología de la LSE, para llevar a cabo el proceso de búsqueda de la formulación dinámica, y en Espasa (1973b), se analizan los problemas de estimación.

Todos los trabajos mencionados tienen como denominador común una preocupación por el aspecto dinámico de los modelos econométricos. Ahora bien, los modelos econométricos para fines de predicción tienen determinados inconvenientes. En efecto, aunque la variable dependiente se observe en un plano mensual, la especificación de dichos modelos difícilmente puede realizarse en ese plano, ya que en el modelo entran otras variables explicativas y, con enorme frecuencia, no se dispone de observaciones mensuales sobre todas ellas. La consecuencia es que la mayoría de los modelos econométricos sólo se puede formular con carácter anual o, como máximo, trimestral, con lo que, si existen observaciones mensuales de la variable dependiente, éstas no se pueden emplear para actualizar mes a mes las predicciones econométricas. Esto supone una gran pérdida de eficiencia en la predicción a corto plazo. Por otro lado, la predicción econométrica requiere predecir las variables explicativas, con lo que las ventajas del modelo econométrico se reducen enormemente.

Así pues, al menos para fines predictivos a corto plazo, es necesario disponer de otro tipo de modelos que proporcionen los resultados que el analista requiere. Estos son los modelos ARIMA, introducidos por Box y Jenkins (1970). El problema de predicción económica se aborda en Espasa (1980), donde se discuten las propiedades de los modelos ARIMA.

En resumen, se puede decir que la metodología cuantitativa para el análisis de la coyuntura debe basarse en modelos econométricos. Sin embargo, los resultados cuantitativos que el analista necesita incluyen predicciones a corto plazo, que puedan actualizarse con la mayor prontitud. Para ello, los modelos ARIMA son importantes, con lo que, en general, *la aportación cuantitativa al análisis de la coyuntura tendrá que proceder tanto de modelos econométricos como de modelos de series temporales.*

III. LA PREDICCION MONETARIA DECENAL COMO INSTRUMENTO PARA LA POLITICA MONETARIA

La política monetaria para la economía española había sido analizada y definida en Rojo y Pérez (1977), recogiendo las pautas que se habían ido desarrollando en el SEBE desde la incorporación a éste, al principio de esa década, del profesor Rojo. Con dicha política, el Banco de España intentaba conseguir unas tasas de crecimiento de la masa monetaria —medida en esa época a través del agregado M_3, denominado también disponibilidades líquidas— especificadas para un horizonte de un año. Esto constituía el objetivo intermedio de la política monetaria, y con él se pretendía alcanzar unos objetivos finales en términos de gasto nominal e inflación.

En ese marco, la política monetaria se formula en dos fases: *a)* en una primera fase, se establece el crecimiento de la masa monetaria (objetivo intermedio) compatible con los objetivos finales, y b) en una segunda fase, se regula la expansión de la masa monetaria mediante la oferta de activos líquidos por parte del Banco de España. Desde el principio, se consideró que ambas fases debían estar basadas en modelos. Así, el bloque monetario del modelo trimestral (1) aludido en el apartado I, que se mantuvo (a pesar del abandono del modelo global) en

un proceso continuado de actualización y mejora (2), constituía la base sobre la que se determinaba el objetivo intermedio compatible con los objetivos finales.

Determinado el objetivo intermedio, el control monetario del Banco de España se ejerce a través de la relación de multiplicador que liga los pasivos computables del sistema bancario (PC) con sus activos (AC) líquidos. Para enlazar tal relación con el objetivo intermedio, hay que señalar que la masa monetaria (M) se compone de la suma de los pasivos computables más el efectivo en manos del público (EF). Dicha suma se denomina disponibilidades líquidas, o M_3. Tal como se ha dicho, inicialmente la masa monetaria considerada era el agregado M_3, pero más adelante se ha ido aumentando mediante la ampliación de la definición de pasivos computables y mediante la inclusión de otros componentes monetarios *(otros)* no computables, como los pagarés, dando lugar a lo que se denomina activos líquidos en manos del público (ALP). La exposición que sigue se basará sobre el término inicial de masa monetaria (M_3), en el que sólo el efectivo en manos del público era la partida no computable. Pero todo el esquema que aquí se discuta será igualmente válido para la situación posterior, en la que la masa monetaria pasó a ser ALP. En tal caso, habrá que considerar que el conjunto de pasivos no computables incluye también los factores agrupados en la denominación *otros* (3). A la suma de EF y *otros* se denominará, en lo sucesivo, EF*.

En la instrumentación de la segunda fase del control monetario, la Comisión de Operaciones del Banco de España tiene que cubrir, cada mes, las siguientes etapas:

1.ª Convertir el objetivo anual de crecimiento de la masa monetaria en una serie de crecimientos mensuales sobre los pasivos computables.

2.ª Determinar la oferta mensual de activos de líquidos compatible con el crecimiento mensual de los pasivos computables.

3.ª Descomponer la oferta mensual de activos de caja en oferta diaria.

Para llevar a cabo la primera etapa, se necesitan modelos que predigan EF*, de modo que se elimine tal predicción del objetivo de masa monetaria y se pueda obtener como diferencia un objetivo mensual sobre los pasivos computables.

La regulación monetaria establece que las entidades bancarias deben mantener en activos líquidos una proporción q de sus pasivos computables. Con ellos, si se denomina e_t la proporción de activos líquidos excedentes (por encima de los requerimientos legales) sobre los pasivos computables, se obtiene la siguiente relación de multiplicador:

$$\frac{1}{q + e_t} AC_t = PC_t \qquad [1]$$

Con ello, prediciendo el multiplicador, se puede obtener la cantidad de activos líquidos (AC_t) compatible con el objetivo de pasivos computables. Comparando AC_t con AC_{t-1}, se obtiene la oferta o detracción de activos líquidos que ha de realizar el Banco de España. Finalmente, conocidos los factores estacionales diarios de la serie de activos líquidos, se puede determinar la senda diaria de oferta o detracción de éstos sobre la que ha de operar el banco emisor.

En todo este proceso, tan importantes como la instrumentación descrita son la evaluación y el seguimiento del cumplimiento de los objetivos. Para ello, cada mes o decena en que llegan los nuevos datos sobre los agregados monetarios es necesario disponer de modelos que puedan predecir su evolución en el resto del año y comparar tal predicción con el objetivo, para evaluar la complejidad o facilidad de alcanzarlo y tomar las medidas necesarias.

Todo este esquema de instrumentación y evaluación de la política monetaria requiere, tal como se ha comentado, disponer de modelos de predicción a corto plazo muy fiables.

Sensibilizado por José Pérez ante los problemas de predicción monetaria mencionados, empecé, a principios de 1977, a dedicarme a ellos. Las cuestiones que había que abordar eran varias:

1) ¿Podían ser los modelos ARIMA instrumentos válidos para la predicción monetaria a corto plazo?

2) En caso afirmativo, ¿con qué agregación temporal había que trabajar?

3) ¿Cuál sería la agregación sectorial más conveniente?

4) ¿Eran los modelos univariantes suficientes para los fines pretendidos, o habría que utilizar modelos multiecuacionales?

En el transcurso de la investigación, aparecerían otras cuestiones adicionales:

5) ¿Cómo se podrían evaluar los impactos en los agregados monetarios de determinados acontecimientos especiales?

6) ¿Qué posibilidades existían de construir modelos econométricos monetarios a un gran nivel de desagregación temporal?

7) ¿Cómo se podría tener en cuenta el hecho del control monetario en la predicción de los agregados monetarios?

8) ¿Cómo se podría realizar una evaluación de la coyuntura monetaria?

En cuanto a la primera cuestión, los trabajos llevados a cabo sobre las series mensuales de los agregados monetarios M_3 y M_2 mostraron que los modelos ARIMA eran especialmente útiles para la predicción monetaria (4). La desviación estándar del error de las predic-

ciones con un mes de antelación era inferior al 3 por 1.000. La regularidad dinámica de las series monetarias tratadas era grande, y los modelos ARIMA no sólo eran capaces de captarla, sino que sirvieron, además, para detectar errores en la construcción de las series. Así, en Espasa (1979a) se señalaba que la serie M_3 necesitaba una corrección al alza de 10.738 millones de pesetas en diciembre de 1970, y Tortosa (1979) demostraba que ello se debía a la «no incorporación durante cuatro días de la declaración de los datos de una entidad absorbida por la absorbente». Estos estudios señalaron también que, aunque en la predicción con dos o tres meses de antelación diferentes modelos ARIMA tenían un comportamiento similar, para la predicción con uno o dos años de antelación era importante determinar lo mejor posible el modelo, a fin de que los intervalos de predicción no explotaran con excesiva rapidez. Así, la sustitución de un modelo con una raíz autorregresiva de 0,86 por otro en el que tal raíz se restringiese a ser unitaria originaba —véase Espasa (1979a), cuadro I, pág. 119— que el intervalo de confianza al 66 por 100 en las predicciones con 24 meses de antelación pasase del $\pm 5{,}89$ por 100 al $\pm 13{,}4$ por 100.

La experiencia con los modelos mensuales indujo a plantearse la modelización a un nivel de desagregación temporal más alto. Este podía llegar a ser el nivel diario al que se recogen los datos. Este nivel era excesivamente complejo, y convenía considerar un nivel intermedio. El nivel intermedio en otros bancos centrales, como la Reserva Federal de Estados Unidos, era el semanal. Sin embargo, en series en las que en la transición de un mes a otro hay efectos punta, tal como se refleja en el gráfico 1, tomado de Espasa (1979b), la agregación semanal va a romper la estacionalidad de principio y final de mes. Una alternativa que mantuviese la estacionalidad intramensual podía estar en la utilización de la decena, tal como se hace en la regulación monetaria y en los balances del Banco de España. Con ello, los datos diarios de un mes se agrupaban en tres decenas, si bien la última, siguiendo las normas del control monetario, quedaba definida con un número variable de días, desde el veintiuno hasta el final de cada mes. Así pues, se empezó a experimentar con series decenales, y los resultados fueron altamente satisfactorios.

Estos resultados dieron origen a que, a partir del último trimestre de 1977, las predicciones derivadas de los modelos ARIMA DECENALES sirvan sistemáticamente a los miembros de la Comisión de Operaciones del Banco de España. Estas predicciones desplazaron a las predicciones subjetivas que se realizaban anteriormente, y pasaron a denominarse, en el *argot* de la casa, los «arima». Esta experiencia tan positiva de predicciones basadas en modelos dio lugar a que, un año después, el Banco de España organizase, a través de su Centro de Formación, un curso de sesenta horas sobre el tema de «Predicción monetaria», dirigido a jóvenes licenciados y a economistas de instituciones bancarias (5). El curso puso de manifiesto, con los trabajos aplicados realizados por cada uno de los participantes, que la predicción decenal de las variables monetarias que se observan diariamente era sumamente útil y de aplicación relativamente sencilla. Allí se asentó la *predicción decenal* para variables monetarias españolas, tanto agregadas como correspondientes a instituciones concretas.

El procedimiento de predicción decenal empleado y su utilidad en la formulación y control de la política monetaria se recoge en Espasa y Pérez (1979), trabajo en el que se aborda ya una cuestión práctica muy importante, y de interés en la predicción de cualquier variable agregada. Esa cuestión se refiere al hecho de que, interesados en la predicción del agregado, cabe preguntarse cuál es el mejor procedimiento: la predicción directa del agregado o predecir los componentes y agregar las predicciones. El problema se tuvo que abordar con mayor profundidad en los estudios posteriores sobre inflación, y más adelante lo trataremos con mayor detenimiento, pero en el tema de la predicción monetaria ya se observó que comportamientos estacionales distintos entre el efectivo en manos del público y los depósitos aconsejaban predecir el agregado a través de la suma de las predicciones de efectivo y depósitos, ya que así se obtenían predicciones mejores; es decir, con menos varianza en el error de predicción. Por motivos de la regulación monetaria, los depósitos se predecían también como la suma de las predicciones de los depósitos en la banca más las de los depósitos en las cajas de ahorros. Posteriormente, debido, sobre todo, a cambios en el calendario de liquidación de impuestos, se observaron cambios en la estacionalidad de la serie agregada de depósitos. Estos cambios eran distintos en la banca y en las cajas de ahorros, lo que dio lugar a que se obtuvieran predicciones ligeramente mejores a partir de los componentes.

Esta predicción desagregada de M_3 planteó el problema —mencionado en Espasa y Pérez (1979), pero tratado con mayor profundidad en otros trabajos no publicados— de si, en vez de la predicción aislada (univariante) de cada componente, no convendría pasar a la predicción de cada componente de forma conjunta (multivariante); es decir, teniendo en cuenta las posibles interacciones de ellos. El estudio de esta cuestión reveló que tales interacciones eran débiles y que las ventajas de la predicción de los componentes de forma conjunta eran mínimas, de modo que no compensaban la mayor complejidad que tal predicción requería.

La predicción monetaria decenal se convirtió también en un instrumento muy útil en el seguimiento del control monetario, ya que, conocidos los datos de la segunda, o incluso de la primera, decena de un mes, se podían adelantar a la Comisión de Operaciones del Banco de España predicciones muy fiables sobre cómo sería el mes en conjunto. Así, mientras la incertidumbre (desviación estándar del error de predicción) sobre el nivel de un mes con tres decenas (un mes) de antelación se ha evaluado anteriormente en el 3 por 1.000, esa incertidumbre, con dos decenas, se reduce al 2, y con una, al 1 por 1.000 (Espasa y Pérez, 1979).

GRAFICO 1
DEPOSITOS EN LA BANCA
Datos en cifras diarias

Fuente: Espasa (1979b).

IV. ESTUDIOS SOBRE LA COYUNTURA MONETARIA

Con el transcurso del tiempo, en la predicción monetaria aparecieron nuevos problemas. Así, por ejemplo, los cambios en el calendario de liquidación de impuestos supusieron cambios importantes en la estacionalidad intramensual de las series de depósitos, el traslado de la paga extraordinaria de julio a junio y la celebración de elecciones provocaron cambios en la evolución del efectivo, etc., que tuvieron que ser abordados principalmente mediante esquemas de análisis de intervención. Estos esquemas tuvieron que ser bastante sofisticados, ya que para cada uno de ellos había que aproximar el efecto del hecho nuevo en la serie diaria del correspondiente agregado monetario y luego trasladarlo a una variable artificial decenal, que era la variable explicativa sobre la que se construía el análisis de intervención. B. Sanz tuvo un papel destacado en la aproximación de los esquemas debidos a los cambios de liquidación de impuestos. Con ello, incluso en los primeros momentos de aparecer los cambios mencionados, se consiguió que la calidad de la predicción no bajase. Sin embargo, los mayores problemas fueron apareciendo con la ampliación del concepto de masa monetaria, pasando del agregado M_3 a uno más amplio, denominado activos líquidos a manos del público (ALP). Así, hubo que diseñar modelos de predicción para los nuevos componentes de la masa monetaria. En ocasiones, como en el caso de un modelo para los depósitos en las cooperativas de ahorro, la complejidad de construir el modelo era enorme (Sastre y Espasa, 1984). En dicho trabajo, se tuvo que resolver un problema de predicción futura al mismo tiempo que otro de interpolación interna en la muestra disponible, y todo ello con la presencia de observaciones atípicas u observaciones sometidas a cambios estructurales.

Trabajos no publicados de un equipo de personas —entre las que se encontraban J. L. Escrivá, M. C. Manzano, J. Salaverría y M. T. Sastre— permitieron resolver los problemas de predicción monetaria que la ampliación del agregado monetario provocó. Esta ampliación del agregado volvió a plantear el problema de cómo agrupar los componentes de ALP para obtener la mejor predicción posible de dicha variable. Con la ampliación de ALP, los problemas concretos de estacionalidad entre pasivos computables de diferentes instituciones pasaron a un segundo plano en favor de problemas tendenciales, subidas o caídas de nivel en los pasivos computables, que parecían destinadas a compensarse con movimientos contrarios en el nivel de ciertos componentes no computables de ALP, como, por ejemplo, los pagarés del Tesoro. Este movimiento compensatorio introducía una consideración nueva, y en Espasa y Salaverría (1987), tras estudiar el problema, se proponía predecir el agregado ALP a partir de la predicción de: 1) el efectivo en manos del público; 2) los depósitos de particulares en las cooperativas de crédito; 3) los depósitos de particulares en el Banco de España, y 4) el resto, siendo este último componente el más importante.

La complejidad que fue adquiriendo la predicción monetaria sacó a primer plano el estudio de un modelo econométrico para dicha predicción. El centro de este modelo tenía que ser una ecuación que explicase el multiplicador de los pasivos computables respecto a los activos líquidos del sistema bancario. En ese multiplicador $(1/[q + e_t])$ —véase ecuación [1]—, q es el coeficiente legal de caja y, por tanto, conocido, con lo que el único término estocástico del multiplicador es el coeficiente de excedentes e_t. Este coeficiente se puede determinar a través de un modelo de demanda de excedentes, tal como se hace en Pérez (1976) y en Mauleón (1984). En Escrivá y Espasa (1988), se estima un modelo para e_t siguiendo las líneas de los autores anteriores, pero añadiendo variables que aproximan las expectativas y las sorpresas de los agentes. Con ello, e_t pasa a depender de las sorpresas monetarias; es decir, de la oferta de activos líquidos del Banco de España no esperada por los agentes. Así se tiene un modelo en el que el multiplicador monetario depende de las acciones (no esperadas) del Banco de España, de manera que la oferta de activos líquidos que haga el Banco de España puede modificar el multiplicador y, por tanto, el efecto de dicha oferta. No obstante, consciente de la situación, la autoridad monetaria puede tenerlo en cuenta, prever sus efectos y diseñar una intervención acorde con todo ello. Por otra parte, el Banco de España es la única institución que puede realizar una predicción eficiente de todo el proceso, ya que es el único agente que, antes de hacer su oferta, conoce cómo va a ser ésta.

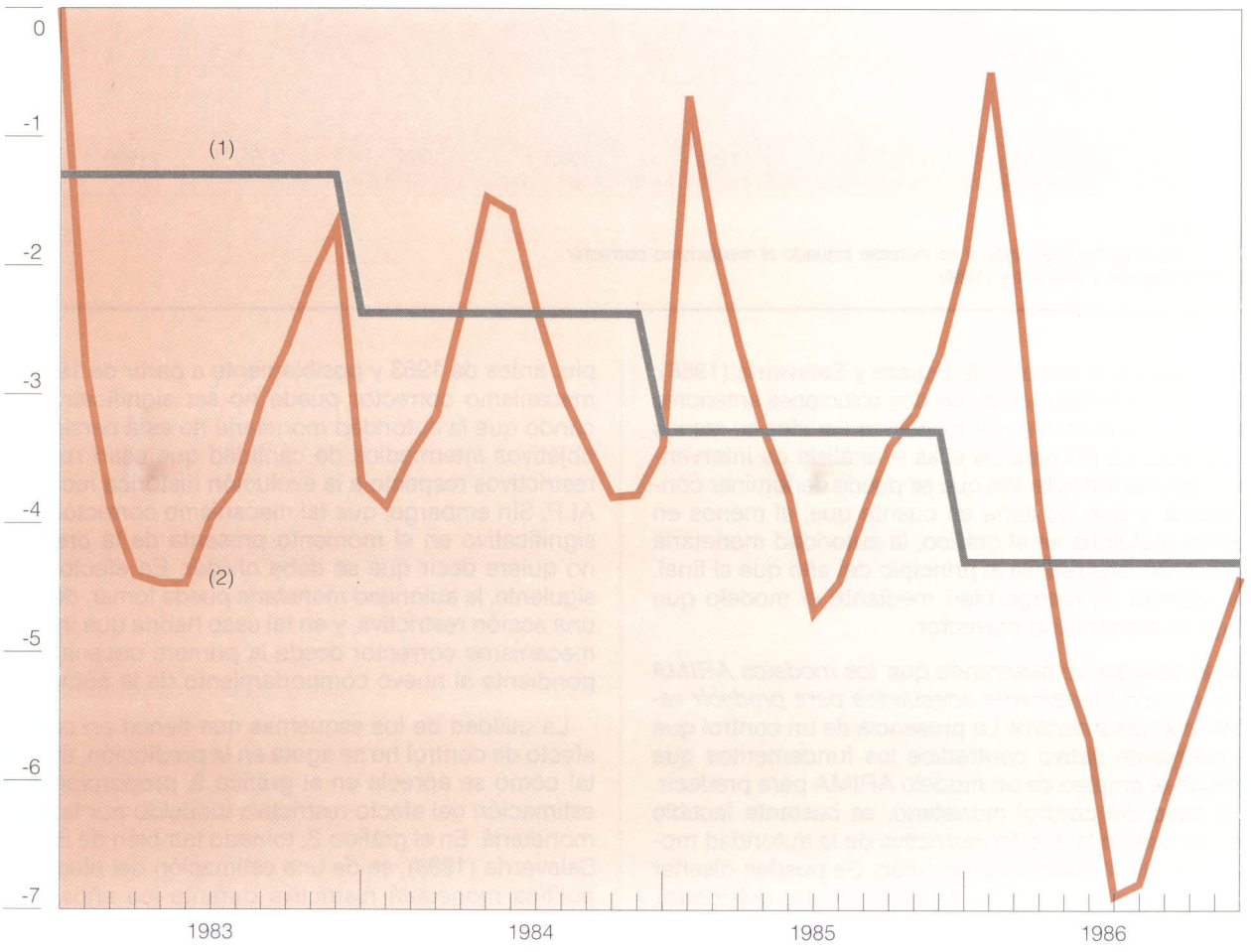
En Escrivá *et al.* (1986), el modelo econométrico uniecuacional sobre excedentes se extiende a un contexto de diez ecuaciones en el que se determinan los activos líquidos del sistema bancario, el coeficiente de excedentes, los tipos de interés del mercado interbancario en operaciones a un día y a un mes, los pasivos computables y, mediante modelos ARIMA, el resto de componentes de los activos líquidos en manos del público.

El modelo estimado en Escrivá *et al.* (1986) se formuló tanto a escala decenal como mensual, y se podía utilizar para predecir y para simular los efectos de posibles acciones del Banco de España. Desde un punto de vista predictivo, este modelo econométrico no producía resultados superiores a los obtenidos por los modelos univariantes anteriores, por lo que éstos son los que han seguido operativos. La utilidad del modelo econométrico se centraba en ejercicios de simulación. No obstante, el modelo estaba basado en un esquema en el que el Banco de España perseguía un objetivo puro de cantidades (regulación del crecimiento de la masa monetaria), pero, con la integración de España en el Sistema Monetario Europeo, ese objetivo se ha matizado, de modo que la autoridad monetaria cuida con más empeño también un efecto sobre precios (tipos de interés) a la hora de decidir sus intervenciones. El modelo anterior no estaba inicialmente diseñado para esta situación nueva, por lo que necesitaba una adaptación a través de un nuevo pro-

yecto, en el que no me involucré, ya que por entonces estaba dedicado plenamente a un proyecto más general sobre la coyuntura económica. Los desarrollos realizados desde entonces en el campo de modelos econométricos sobre el sector monetario se encuentran recogidos en las colecciones de *Estudios Económicos* y *Documentos de Trabajo* del Banco de España.

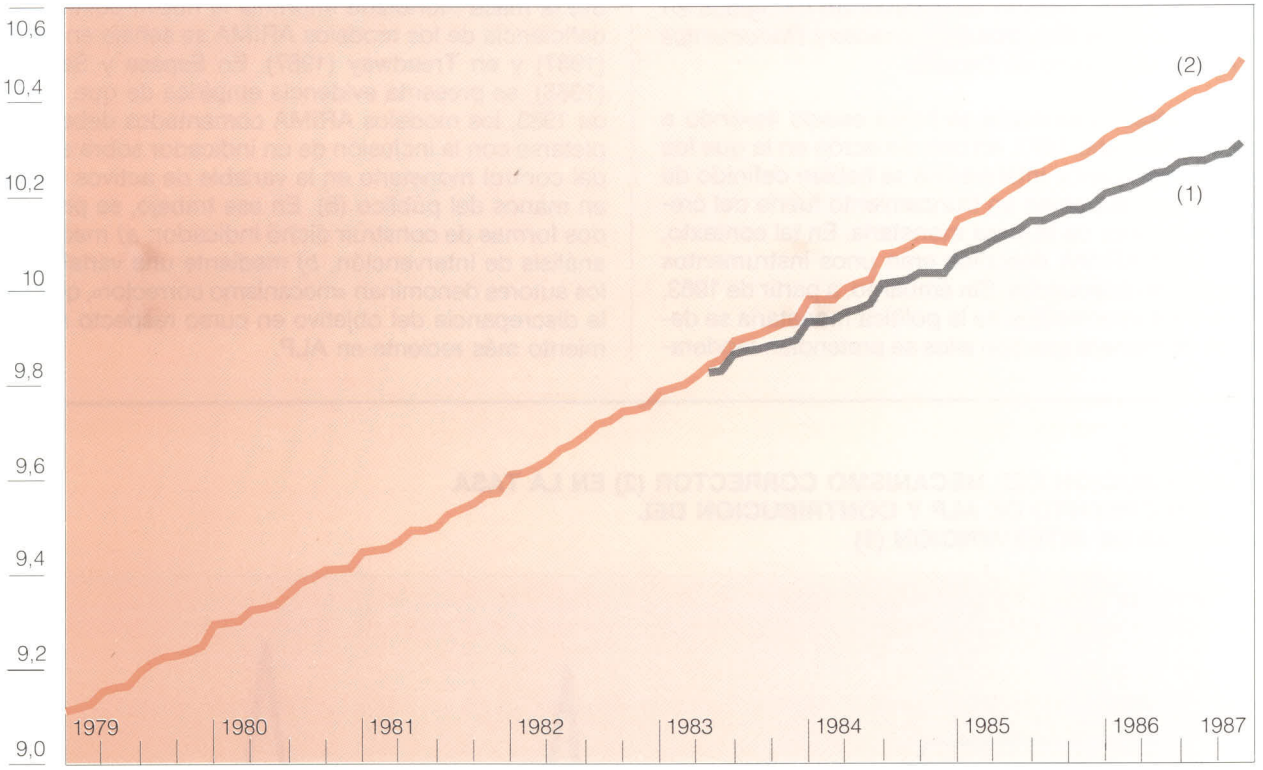
La predicción monetaria se había estado llevando a cabo, desde el año 1977, en una situación en la que los objetivos monetarios intermedios se habían definido de forma que no suponían un truncamiento fuerte del crecimiento anterior de la masa monetaria. En tal contexto, los modelos ARIMA descritos eran unos instrumentos de predicción adecuados. Sin embargo, a partir de 1983, los objetivos intermedios de la política monetaria se definieron de manera que con ellos se pretendían moderaciones importantes en el crecimiento del dinero. Con tal planteamiento, los modelos ARIMA anteriores no iban a dar las mejores predicciones, pues en ellos no se tenían en cuenta explícitamente los efectos restrictivos que sobre la masa monetaria imprimía la nueva política. Esta deficiencia de los modelos ARIMA se señala en Espasa (1987) y en Treadway (1987). En Espasa y Salaverría (1988), se presenta evidencia empírica de que, a partir de 1983, los modelos ARIMA comentados deben completarse con la inclusión de un indicador sobre el efecto del control monetario en la variable de activos líquidos en manos del público (6). En ese trabajo, se proponen dos formas de construir dicho indicador: *a)* mediante el análisis de intervención, *b)* mediante una variable, que los autores denominan «mecanismo corrector», que mide la discrepancia del objetivo en curso respecto al crecimiento más reciente en ALP.

GRAFICO 2
CONTRIBUCION DEL MECANISMO CORRECTOR (2) EN LA TASA DE CRECIMIENTO DE ALP Y CONTRIBUCION DEL ANALISIS DE INTERVENCION (1)



Fuente: Espasa y Salaverría (1988).

GRAFICO 3
EVOLUCION DE LOS ACTIVOS LIQUIDOS EN MANOS DEL PUBLICO (ALP)



(1) Real.
(2) Lo que se hubiese dado si no hubiese actuado el mecanismo corrector.
Fuente: Espasa y Salaverría (1988).

En el gráfico 2, tomado de Espasa y Salaverría (1988), se recoge la contribución de las dos soluciones anteriores en la tasa de crecimiento de los activos líquidos en manos del público. La primera de ellas —análisis de intervención— es una formulación que se puede denominar conservadora, y que no tiene en cuenta que, al menos en los años incluidos en el gráfico, la autoridad monetaria tendió a ser más radical al principio del año que al final. Este aspecto se recoge bien mediante el modelo que incluye el mecanismo corrector.

De lo anterior se desprende que *los modelos ARIMA puros no son plenamente adecuados para predecir variables sujetas a control.* La presencia de un control que sea realmente activo contradice los fundamentos que justifican el empleo de un modelo ARIMA para predecir. En el caso del control monetario, es bastante factible tener en cuenta la acción restrictiva de la autoridad monetaria en un modelo de predicción. Se pueden diseñar instrumentos alternativos para captar el efecto del control, pero los más interesantes son aquéllos que, como el anterior mecanismo corrector, tengan naturaleza estocástica. En determinados períodos muestrales —por ejemplo, antes de 1983 y posiblemente a partir de 1990—, el mecanismo corrector puede no ser significativo, indicando que la autoridad monetaria no está persiguiendo objetivos intermedios de cantidad que sean realmente restrictivos respecto a la evolución histórica reciente de ALP. Sin embargo, que tal mecanismo corrector no sea significativo en el momento presente de la predicción no quiere decir que se deba olvidar. En efecto: al año siguiente, la autoridad monetaria puede tomar, de nuevo, una acción restrictiva, y en tal caso habría que incluir un mecanismo corrector desde la primera decena correspondiente al nuevo comportamiento de la autoridad.

La utilidad de los esquemas que tienen en cuenta el efecto de control no se agota en la predicción, sino que, tal como se aprecia en el gráfico 2, proporcionan una estimación del efecto restrictivo inducido por la política monetaria. En el gráfico 3, tomado también de Espasa y Salaverría (1988), se da una estimación del efecto de la política monetaria restrictiva durante los años 1983 a 1986. Tal efecto consistió en reducir, a lo largo de cuatro años, el nivel de los activos líquidos en manos del público en un 20 por 100 aproximadamente.

La experiencia obtenida en la predicción monetaria me indujo a plantear el problema de cómo medir el crecimiento de ALP en un determinado momento t, y con qué expectativas anteriores y posteriores había que compararlo para dar un diagnóstico lo más objetivo posible sobre la evolución de dicha variable. En Espasa y Salaverría (1988), se describe cómo se puede llegar a tal diagnóstico. Pero el procedimiento empleado es de validez más allá de los agregados monetarios, y se tratará en un epígrafe posterior. No obstante, conviene señalar que tal procedimiento de medición de crecimiento y formulación de diagnósticos sugiere ciertas implicaciones sobre los mejores modos de formular objetivos de cantidad en política monetaria. En Espasa y Salaverría (1987), se analizan con cierto detalle dichas implicaciones.

Finalmente, cabría destacar dentro de esta sección los resultados obtenidos en la modelización diaria de agregados monetarios. No obstante, esto también se engloba en un tema más general —la modelización diaria de series económicas de actividad— que se tratará en un apartado posterior.

V. LA INFLACION SUBYACENTE EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Los resultados positivos logrados en la predicción monetaria indujeron a que en el Servicio de Estudios del Banco de España se plantearan proyectos para obtener esquemas de predicción para otras variables macroeconómicas de especial interés en las tareas encomendadas al Banco de España. Uno de estos primeros proyectos, que comencé a finales de 1982, se centró en la inflación.

La cuestión inicial consistía en el tipo de precios sobre los que se iba a analizar la inflación. Estos debían ser precios mensuales que aproximaran el comportamiento del deflactor del producto interior bruto. De acuerdo con ello, los precios escogidos fueron los índices de precios de consumo, que publica el Instituto Nacional de Estadística. Estos índices, constituyendo la mejor opción posible para el fin pretendido, tienen el inconveniente de que, al ser precios de consumo, no incluyen los precios de un conjunto de bienes comerciales muy importante, como son los bienes de equipo. Seleccionado el índice de precios, el primer tema de estudio se centró en determinar el nivel de agregación de bienes y servicios con el que es recomendable analizar la inflación.

El INE recoge precios sobre una cesta muy amplia de bienes y servicios —que se puede denominar información de base— para agregarlos finalmente en un índice único, que constituye el índice (global) de precios de consumo (IPC). A tal respecto, cualquier analista comprende que la información de base debe agregarse de algún modo para poderla asimilar fácilmente. El problema que se plantea consiste en determinar si el IPC es, en sí mismo, una aproximación útil de los precios en la economía española, o si con tal agregación se pierden divergencias fundamentales que no se pueden ignorar a la hora de realizar un diagnóstico sobre la inflación española.

Por tanto, antes de aceptar la utilización del IPC, era preciso plantearse la posibilidad de agregar la información de base en más de un índice, aunque siempre habrá que emplear un número muy reducido de índices (agregados intermedios). Esto implicaba subdividir el IPC en distintos componentes (agregados intermedios) de precios de consumo. Atendiendo a posibles divergencias importantes en la oferta y en la demanda de los distintos mercados, se tiene que una subdivisión mínima del IPC sería en precios de servicios y precios de bienes. A su vez, dentro de los bienes, convendría establecer una separación entre los energéticos, que tienen una oferta con características muy específicas, y los demás. Dentro de este último grupo, los alimentos no elaborados tienen una oferta que, en muchos casos, es estacional y se diferencia notablemente del resto. Por último, en los precios de los alimentos elaborados influyen, más o menos directamente, los precios de los alimentos no elaborados. Además, en la demanda de alimentos elaborados las elasticidades de renta y precios relativos son diferentes de las de los bienes no alimenticios. Por todo ello, convendrá separar tal tipo de alimentos del resto de los bienes, que denominaremos industriales no energéticos.

De lo anterior se desprende que es de interés analizar las características de los siguientes agregados intermedios:

— índice de precios de consumo de bienes energéticos (7,0 por 100);

— índice de precios de consumo de alimentos no elaborados (15,46 por 100);

— índice de precios de consumo de alimentos elaborados (17,56 por 100);

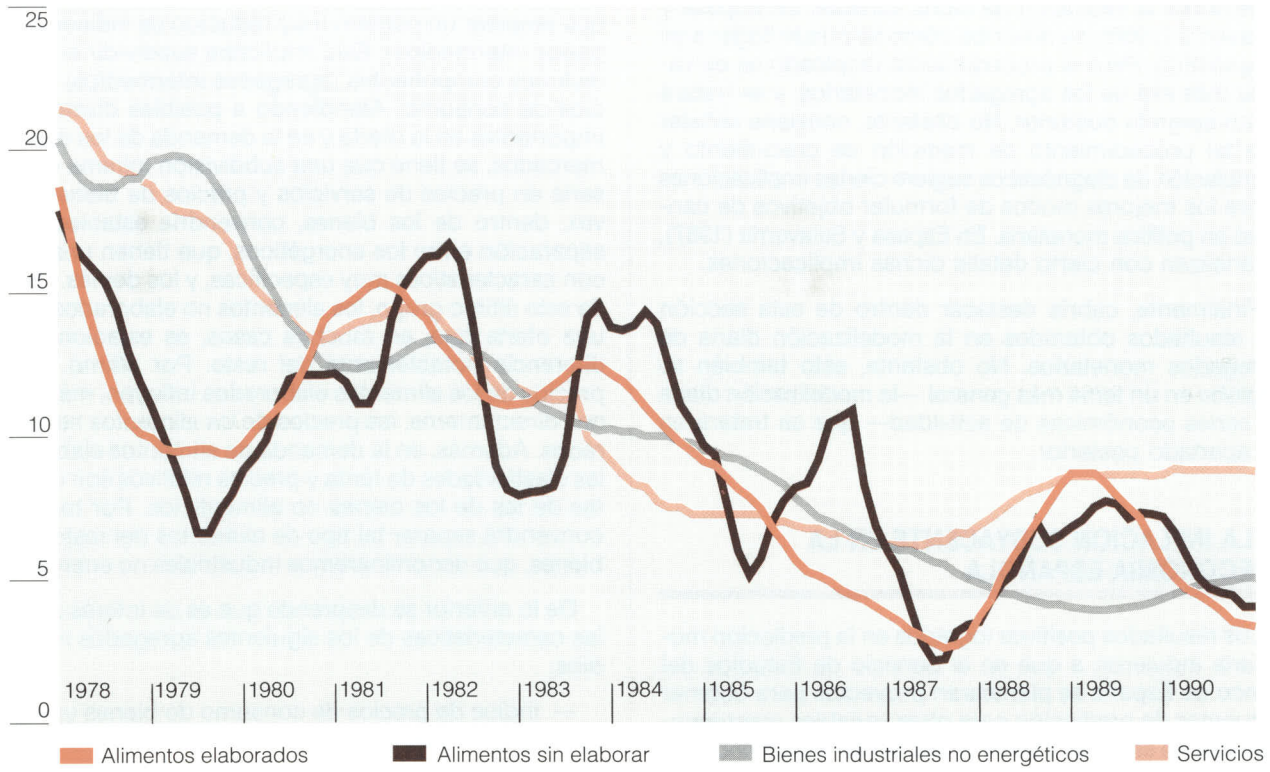
— índice de precios de consumo de bienes industriales no energéticos (24,74 por 100);

— índice de precios de consumo de los servicios (34,24 por 100).

Estos índices, ponderados con los porcentajes que se especifican detrás de cada uno de ellos, se agregan constituyendo el índice global de precios de consumo (IPC). Las ponderaciones especificadas corresponden a lo que sería la cesta agregada de bienes y servicios de un consumidor medio en España, de acuerdo con la encuesta de presupuestos familiares.

Al analizar las características que muestran las series históricas de estos cinco índices, se observa que tienen rasgos diferenciadores importantes. Así, solamente los precios de los alimentos no elaborados y los precios de los servicios contienen oscilaciones estacionales en su nivel, y tales oscilaciones son muy diferentes. A su vez, las evoluciones tendenciales de los cinco índices denominados agregados intermedios son muy diversas, como se observa en los gráficos 4 y 5, tomados de Matea

GRAFICO 4
TASAS ANUALES DE LAS TENDENCIAS DE LOS COMPONENTES NO ENERGETICOS DEL IPC (T_{12}^{12}) (*)



(*) Excluidos los efectos del IVA y centrados.
Fuente: Matea (1992).

(1992). La conclusión es clara: las características fundamentales de estos índices —evolución tendencial y estacional— son diferentes y no tienden a compensarse. Así, con el tratamiento agregado a través del IPC, se va a perder una información muy valiosa, con lo que la predicción directa del agregado será muy inferior a la del mismo a partir de las predicciones de los cinco agregados intermedios. De hecho, las predicciones que, durante los años setenta y principios de los ochenta, habían realizado diferentes autores con modelos sobre el índice global de precios de consumo eran bastante deficientes: los errores de predicción tenían una varianza excesiva, que las hacía inservibles. En Espasa *et al.* (1984), se propone predecir el IPC a partir de las predicciones de los agregados intermedios, y se demuestra que con dicho procedimiento la predicción del IPC mejora sensiblemente.

En lenguaje académico más moderno, se puede decir que los agregados intermedios que componen el IPC no están cointegrados y, por tanto, su agrupación en un índice único no está justificada y va a conducir a peores resultados cuantitativos. Esta falta de cointegración se pone de manifiesto en Cancelo y Espasa (1991c), y es la que justifica los mejores resultados obtenidos con predicción desagregada del IPC. El trabajo de Espasa *et al.* (1984) fue determinante en este sentido y, hoy en día, todas las predicciones valiosas que se realizan del IPC en España se basan en tal desagregación.

Este trabajo de 1984 sobre inflación confirmaba algo que, como se ha señalado, se había observado en la predicción monetaria: si las características permanentes —tendencia y estacionalidad— de los componentes de una variable agregada tienen comportamientos diversos que no se compensan entre sí (es decir, si los componentes no están cointegrados), la predicción del agregado se debe abordar a partir de las predicciones de los componentes.

Los modelos ARIMA sobre los mencionados componentes del IPC podían mejorarse respecto al trabajo inicial de 1984. Así, sobre los tres índices de precios de bienes no energéticos se podían construir modelos econométricos, de forma reducida, que incorporasen como variables explicativas los correspondientes precios internos al por mayor y precios exteriores. No obstante,

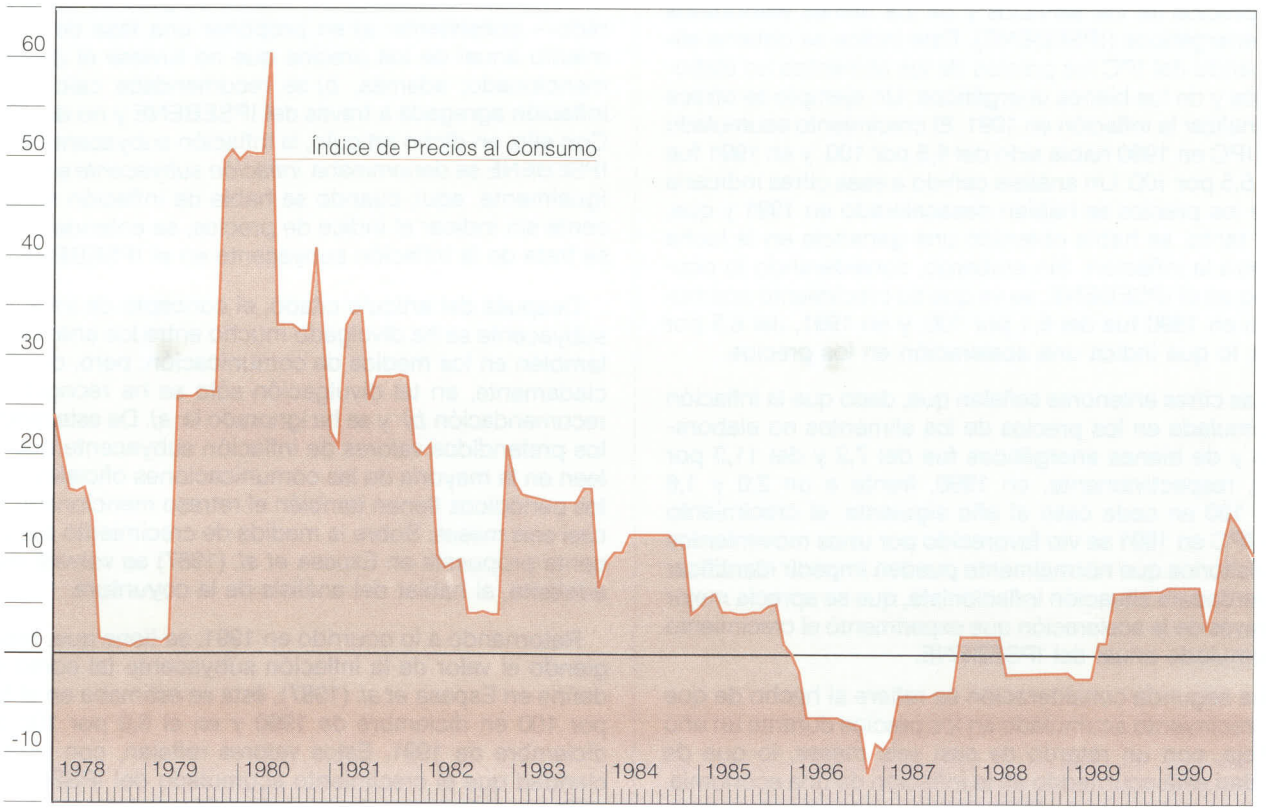
estos últimos nunca aparecían como significativos, posiblemente por su escasa fiabilidad estadística, derivada de las dificultades de su medición. Así, se concluyó con unos modelos en los que sólo los correspondientes precios al por mayor actuaban de indicadores adelantados. Estos modelos se comentan en Espasa *et al.* (1987), y una versión más actual se tiene en Matea (1992). Los modelos con indicador han demostrado, a lo largo de estos años, ser el mejor instrumento para la predicción a corto plazo de la inflación en España.

Alternativamente, M. C. Manzano, que estaba dedicada a analizar la relación de dinero y precios en el Servicio de Estudios del Banco de España, estimaba un conjunto de modelos para los distintos componentes del IPC en función de los agregados monetarios. Estos modelos se recogen en Espasa *et al.* (1987), pero su utilización fue muy limitada en el tiempo, ya que pronto se observó que tales relaciones no eran estables. Tal inestabilidad implica que restricciones monetarias similares tendrán, en diversos momentos, implicaciones diferentes sobre la inflación. Este tipo de resultados se explica bien con la función de demanda de dinero que se estima en Dolado y Escrivá (1991).

La obtención de buenas predicciones del IPC no era, en absoluto, el final de un proyecto sobre inflación. Había también que determinar cuál era la medida de inflación más adecuada para fines de política económica. Este tema se estudió con profundidad en Espasa *et al.* (1987). Para llegar a una medida de inflación realmente útil, son necesarios dos tipos de consideraciones.

En primer lugar, la cesta de bienes y servicios con la que se calcula el IPC actual contiene un conjunto de bienes con características muy específicas que aconsejan analizar la inflación excluyendo los precios de tales bienes. Así, por razones de oferta y por la forma en que se calcula el IPC, los precios de los alimentos no elaborados oscilan enormemente. En la medida en que las variaciones de los precios de los alimentos no elaborados puedan considerarse como compuestas de dos elementos —uno, oscilaciones transitorias y oscilaciones que se mantienen en el tiempo, pero que son de naturaleza cíclica estacio-

GRAFICO 5
INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO
Tasa anual de bienes energéticos
(T 1, 12) (*)



(*) La tasa anual en el mes t se define como el crecimiento del índice en ese mes sobre el mismo mes del año anterior.
Fuente: Matea (1992).

nal, y otro, un componente tendencial más estable, similar al que registran las restantes partidas no energéticas del IPC—, la eliminación de estos precios del IPC tiene la ventaja de evitar oscilaciones confusas sin un contenido sustantivo. En efecto, los agentes económicos, si son racionales, no conceden implicación alguna hacia el futuro a oscilaciones de precios que tienden a cancelarse.

Existe otro conjunto de bienes, los energéticos, cuyos precios se fijan siguiendo las fluctuaciones —que también pueden ser grandes y transitorias— de los precios internacionales del petróleo en dólares, y, a su vez, contienen un componente impositivo muy elevado y que se suele revisar anualmente. Esta imposición indirecta consiste, fundamentalmente, en una cantidad fija sobre el precio, con lo que los tipos impositivos resultantes son variables. Sin embargo, el análisis de los precios, a fin de que sea informativo sobre la senda firme (tendencia) de inflación y útil para comparaciones internacionales, se debe hacer dentro de un contexto estable de la imposición indirecta. Con la información que publica el INE, no es posible corregir los precios energéticos de los cambios impositivos, por lo que parece preferible eliminar también los precios de los bienes energéticos para analizar la inflación.

En consecuencia con lo anterior, la inflación se comprende mejor si, en vez de considerar los incrementos del IPC, se utilizan las subidas registradas en el índice de precios de los servicios y de los bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE). Este índice se obtiene eliminando del IPC los precios de los alimentos no elaborados y de los bienes energéticos. Un ejemplo se ofrece al analizar la inflación en 1991. El crecimiento acumulado del IPC en 1990 había sido del 6,5 por 100, y en 1991 fue del 5,5 por 100. Un análisis ceñido a esas cifras indicaría que los precios se habían desacelerado en 1991 y que, por tanto, se había obtenido una ganancia en la lucha contra la inflación. Sin embargo, considerando lo ocurrido en el IPSEBENE, se ve que su crecimiento acumulado en 1990 fue del 6,1 por 100, y en 1991, del 6,5 por 100, lo que indica una aceleración en los precios.

Las cifras anteriores señalan que, dado que la inflación acumulada en los precios de los alimentos no elaborados y de bienes energéticos fue del 7,2 y del 11,3 por 100, respectivamente, en 1990, frente a un 2,0 y 1,6 por 100 en cada caso al año siguiente, el crecimiento del IPC en 1991 se vio favorecido por unos movimientos transitorios que normalmente pueden impedir identificar la verdadera situación inflacionista, que se aprecia mejor a través de la aceleración que experimentó el crecimiento acumulado anual del IPSEBENE.

La segunda consideración se refiere al hecho de que el crecimiento acumulado en los precios durante un año refleja, con un retardo de casi seis meses, lo que de verdad está ocurriendo en la inflación de una economía. Esto se debe a que, disponiendo —aspecto muy positivo— de medidas mensuales de inflación —crecimiento de los precios en un mes sobre su nivel en el mes anterior—, se analiza la inflación mediante el crecimiento acumulado en doce meses. Por diversas razones, entre las que destaca el hecho de que los planes económicos de las personas, de las empresas y de las instituciones suelen ser anuales, la inflación anual es un dato de mayor interés social que la inflación mensual. Ahora bien: el crecimiento acumulado en doce meses es una *media* ponderada de los doce incrementos mensuales registrados en ese año y, por tanto, refleja, aproximadamente, la inflación existente en el punto *medio* de dicho período y no en el último mes. Es decir, el crecimiento acumulado en doce meses refleja la situación inflacionista con retraso, y un tratamiento matemático del problema demuestra que tal retraso es de cinco meses y medio. Esto es una consecuencia ineludible, por el hecho de obtener un valor (inflación acumulada anual) como la media (ponderada) de una secuencia temporal de valores originales (doce incrementos mensuales de precios); por supuesto, esto ocurre con cualquier variable. Así, la media anual de un determinado tipo de interés o tipo de cambio no refleja el nivel de dicho tipo al final del año, sino a la mitad del mismo.

Debido a este retraso informativo que contienen los crecimientos acumulados en doce meses, en el trabajo de Espasa *et al.* (1987) se daba para cada índice de precios posible una definición de inflación subyacente —es decir, una medida de mayor relevancia para analizar la evolución sostenida del índice de precios considerado— consistente: *a)* en proponer una tasa de crecimiento anual de los precios que no tuviese el desfase mencionado; además, *b)* se recomendaba calcular la inflación agregada a través del IPSEBENE y no del IPC. Con ello, en dicho artículo, la inflación subyacente en el IPSEBENE se denominaba *inflación subyacente* sin más. Igualmente, aquí, cuando se hable de inflación subyacente sin indicar el índice de precios, se entenderá que se trata de la inflación subyacente en el IPSEBENE.

Después del artículo citado, el concepto de inflación subyacente se ha divulgado mucho entre los analistas y también en los medios de comunicación, pero, desgraciadamente, en tal divulgación sólo se ha recogido la recomendación *b)* y se ha ignorado la *a)*. De este modo, los pretendidos valores de inflación subyacente que se leen en la mayoría de las comunicaciones oficiales y en los periódicos tienen también el retraso mencionado de casi seis meses. Sobre la medida de crecimiento subyacente propuesta en Espasa *et al.* (1987) se volverá más adelante, al hablar del análisis de la coyuntura.

Retornando a lo ocurrido en 1991, se tiene que, recogiendo el valor de la inflación subyacente tal como se define en Espasa *et al.* (1987), ésta se estimaba en el 5,6 por 100 en diciembre de 1990 y en el 6,6 por 100 en diciembre de 1991. Estos valores reflejan, con mayor claridad que el crecimiento acumulado del IPSEBENE utilizado anteriormente, la aceleración de los precios en la segunda mitad de 1991. Además, si con los modelos de predicción disponibles se calcula la expectativa de

crecimiento a medio plazo del IPSEBENE en los meses de diciembre de 1990 y 1991, se obtiene que, al finalizar 1990, se proyectaba una inflación subyacente a medio plazo del 5,2 por 100, mientras que un año después tal expectativa inflacionista era del 6,5 por 100. En ambos casos, las expectativas están calculadas independientemente de cambios en la imposición indirecta. Estas cifras muestran que la inflación en la economía española se aceleró en 1991 y, lo que es peor, en dicho año crecieron las expectativas de inflación. Además, la evolución de los precios en 1991 rompió el crecimiento desacelerado que éstos tuvieron en 1989 y 1990, para emprender un movimiento acelerado, que les llevó a situarse a un nivel subyacente superior al 6 por 100.

El ejemplo anterior revela que, analizada la inflación de la forma propuesta, los valores observados sobre el IPC en el primer cuatrimestre de 1992 están en línea con el diagnóstico que se podía obtener a finales de 1991. Las expectativas a medio plazo sobre el IPSEBENE continúan manteniéndose en torno al 6 por 100, con lo que, durante los primeros cinco meses de 1992, no ha habido una aceleración de la inflación subyacente, que, simplemente, continúa estancada alrededor del mismo porcentaje.

El uso de la inflación subyacente, en vez del uso de la tasa de crecimiento acumulado en doce meses en el IPC, es importante, porque, de esa forma, los movimientos mensuales de la inflación se interpretan, al máximo, en lo que tienen de permanente. Con ello, se ignoran movimientos transitorios que generan euforias excesivas en un determinado momento para neutralizarse con decepciones injustificadas pocos meses después. Para la política monetaria, el indicador de inflación subyacente se ha mostrado, desde su propuesta en Espasa *et al.* (1987), mucho más seguro que el crecimiento del IPC.

Asimismo, los agentes económicos, con su experiencia sobre un conjunto amplio de precios a los que se tienen que enfrentar día a día, difícilmente contemplan la inflación con las euforias y depresiones que se desprenden de los crecimientos mensuales o de los valores mensuales del crecimiento acumulado en doce meses por el IPC. Más bien parece que los agentes entienden el fenómeno inflacionista de forma más próxima a lo que se deriva del análisis de la inflación subyacente. De acuerdo con ello, la insistencia de que la economía está indiciada alrededor de los vaivenes del IPC puede ser más aparente que real, y la indiciación en la práctica puede estar bastante ceñida a la inflación subyacente. Según esto, será más fácil convencer a un individuo, o grupo de individuos, de que acepte una indiciación por debajo del crecimiento del IPC cuando éste está sobrevalorado —por encima de la inflación subyacente— que cuando no.

En cualquier caso, para fines de política económica, va a ser más útil considerar la inflación subyacente que los crecimientos anuales acumulados del IPC. Esto supondrá fijar objetivos sobre la inflación subyacente, que se podrían seguir bien mes a mes, y sin depender de hechos como que antes del 20 de diciembre (fecha de cierre de recogida de precios) los precios de los alimentos no elaborados hayan caído respecto a los precios del mes anterior, y como que los carburantes suban o bajen en un determinado porcentaje, que se puede compensar meses después.

Al principio de este epígrafe, se ha señalado que los cinco componentes en que se había decidido subdividir el IPC mostraban características permanentes distintas. El IPSEBENE está formado por tres componentes: *a)* alimentos elaborados; *b)* bienes elaborados que no sean alimentos ni bienes energéticos, y *c)* servicios. De estos componentes, los dos primeros, referidos a bienes elaborados no energéticos, tienen un comportamiento más similar y ciertamente distinto del de los precios de los servicios. Es decir, los precios de bienes y los de servicios en el IPSEBENE no están cointegrados.

Esto último tiene implicaciones para la política económica. En la medida en que los componentes de un índice tienen comportamientos tendenciales distintos, se hace necesario analizar la evolución tendencial de cada componente, ya que dos situaciones similares del agregado pueden corresponder a situaciones radicalmente diferentes de los componentes y, por tanto, requerir también medidas diferentes de política económica. La consecuencia es, tal como se discute en Espasa *et al.* (1992), que indicadores económicos escalares —como el índice de precios al consumo, el tipo de cambio efectivo real, el índice de producción industrial, el déficit público, el déficit externo, etc.— no son útiles, pues encubren componentes con comportamientos muy distintos. Tal diversidad de comportamientos se debe recoger con claridad para poder diseñar con ciertas garantías las medidas de política económica. Desde luego que, en gran medida, así se hace, pero el uso público exclusivo de indicadores escalares lleva con excesiva frecuencia a pretender simplificaciones y a ocultar realidades que dificultan seriamente la obtención de un conocimiento de la auténtica situación económica.

En esta línea, Espasa y Matea (1989), recogiendo trabajos propios de 1987 y 1988 no publicados, proponen analizar la inflación a través del IPSEBENE, pero distinguiendo en todo momento dos componentes: el índice de precios correspondiente a servicios y el correspondiente a bienes. Es decir, para entender bien la inflación, no se puede utilizar un indicador escalar, sino que el indicador debe ser vectorial, con dos elementos al menos: uno para los precios de los mercados de bienes y otro para los precios de los mercados de servicios. En cuanto se hace esto (véase gráfico 4), se observa que la desaceleración de los precios en la economía española viene teniendo, desde finales de 1984, un obstáculo muy fuerte. Desde entonces, los precios de los servicios (corregidos por el efecto del IVA) han dejado, prácticamente, de desacelerarse. A partir de ese instante, la desaceleración se ha producido exclusivamente en los mercados de bienes. Durante ocho años, la política económica no ha ganado ninguna batalla en la inflación de servicios. Es

más, la ha perdido, pues tal inflación ha empeorado notablemente desde finales de 1988. Analizada así la inflación, se ve que los objetivos inferiores al 5 por 100 sólo se pueden alcanzar con medidas nuevas que consigan doblegar una inflación en el mercado de servicios que desde 1989 se mantiene estable entre el 8 y el 9 por 100.

Insistiendo en la ilustración concreta que se está realizando de la inflación en 1991, como forma de mostrar la utilidad de la estrategia desarrollada para analizar la inflación, en el cuadro n.° 1 se presentan los resultados inflacionistas, distinguiendo los dos mercados mencionados, y calculando en cada caso el crecimiento subyacente y la expectativa de crecimiento a medio plazo.

El desglose del IPSEBENE muestra que el nivel de inflación en los servicios era, en diciembre de 1991, el doble que en el mercado de los bienes, con unas expectativas que mantenían aproximadamente tal proporción: 8,5 por 100 en servicios y 4,6 por 100 en los bienes. En cuanto a la aceleración sufrida por los precios en 1991, el cuadro n.° 1 muestra que, en buena medida, se debió a una aceleración en los precios de los bienes. Así, lo que ocurrió en 1991 se puede resumir diciendo que en dicho año se registraron unos incrementos en los precios de los servicios con niveles alrededor del 9 por 100, al tiempo que los precios de los bienes se fueron acelerando, llegando a duplicarse sus correspondientes expectativas de inflación a medio plazo, que pasaron del 2,2 por 100 en diciembre de 1990 al 4,6 por 100 en diciembre de 1991. Esta aceleración a finales de 1991 en los precios de los bienes, junto con la incapacidad de la economía española —demostrada durante los tres últimos años— de reducir el nivel inflacionista en los servicios por debajo del 8 por 100, continúa configurando la situación inflacionista en los primeros cinco meses de 1992.

CUADRO N.° 1

INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO DE SERVICIOS Y BIENES ELABORADOS NO ENERGETICOS (IPSEBENE)

(Tasas de crecimiento porcentuales

Indice de precios	*Crecimiento subyacente estimado en la fecha*	*Expectativa de crecimiento a medio plazo*
A. IPSEBENE		
Diciembre 1990	5,6 (inflación subyacente) (*)	5,2
Diciembre 1991	6,6 (inflación subyacente) (*)	6,5
B. COMPONENTE DEL IPSEBENE CORRESPONDIENTE A SERVICIOS		
Diciembre 1990	8,4	8,0
Diciembre 1991	9,0	8,5
C. COMPONENTE DEL IPSEBENE CORRESPONDIENTE A BIENES		
Diciembre 1990	3,3	2,2
Diciembre 1991	4,6	4,6

PRO MEMORIA
(Crecimiento acumulado anual)

	IPC	*IPSEBENE*
1990	6,5	6,1
1991	5,5	6,5

(*) Se utiliza el concepto de inflación subyacente tal como originariamente se define en Espasa *et al.* (1987).

Fuente: Banco de España.

Los resultados que se vienen mencionando sobre cómo enfocar el análisis de la inflación se extienden también al estudio de la inflación en cualquier país y, por tanto, también al análisis del *diferencial de inflación*, tal como se pone de manifiesto en Matea y Espasa (1988). La idea básica de dicho trabajo consiste en señalar que una medida del diferencial de inflación preferible a las usuales es la basada en la inflación subyacente de cada país. Con ello, de nuevo, el diferencial muestra una evolución suave, que es mucho más ilustrativa que las alternativas basadas en crecimientos acumulados.

Disponiendo de modelos para predecir la inflación y utilizando medidas relativamente estables basadas en el IPSEBENE, se pueden calcular *tipos de interés reales ex-ante.* M. C. Manzano trabajó sobre este tema, perfilando para cada tipo de interés la expectativa de inflación apropiada. El gráfico 6 muestra resultados para un cierto número de tipos de interés a corto y largo plazo.

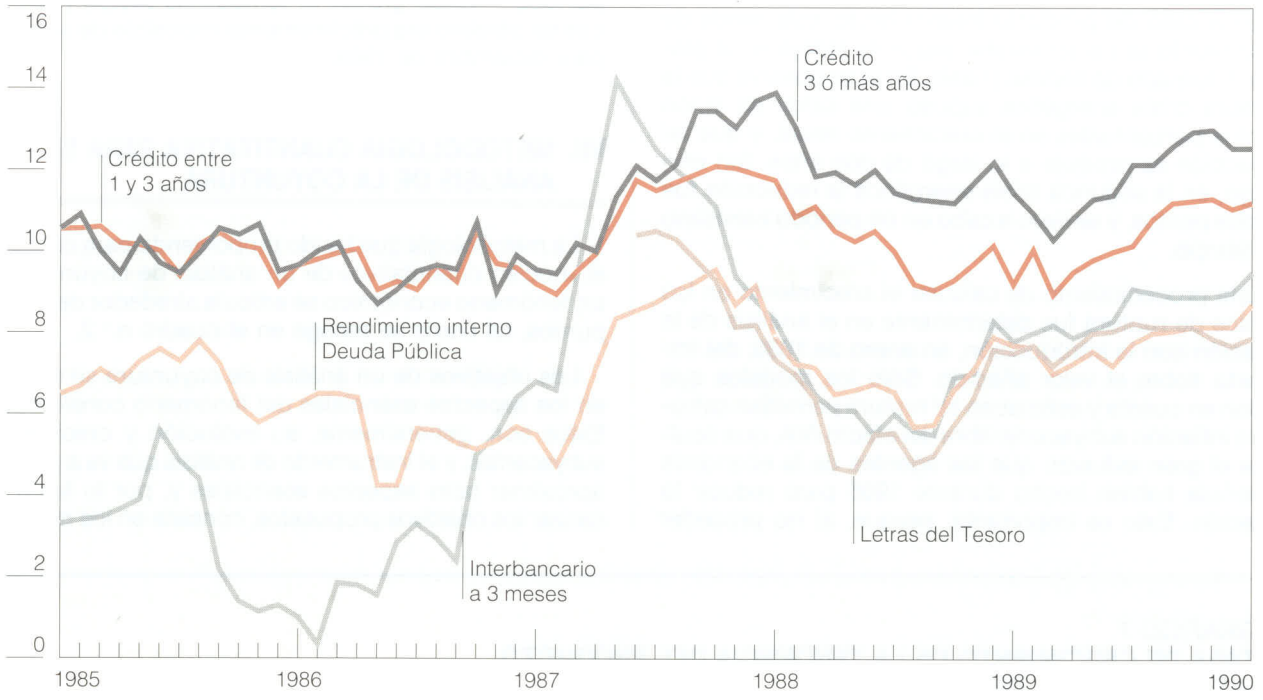
En conclusión, se puede decir que para entender el fenómeno de la inflación española se requiere desagregar el IPC. De esa forma, se pueden construir modelos con indicador adelantado para generar previsiones de gran fiabilidad y calcular medidas firmes como la inflación subyacente en el IPSEBENE. Al mismo tiempo, parte de la desagregación utilizada para predecir y calcular medidas de inflación subyacente debe mantenerse en la divulgación de indicadores de inflación. Al menos, todo indicador económico de inflación debe ser vectorial, con dos elementos: uno para el mercado de bienes y otro para el de servicios. Las medidas de inflación obtenidas son las que conviene utilizar en cálculos posteriores, como diferenciales de inflación, tipos de interés reales *ex-ante,* etcétera.

VI. EL ANALISIS DE TENDENCIAS Y CRECIMIENTOS COMO BASE DE TODO ESTUDIO DE COYUNTURA ECONOMICA

Las experiencias que a lo largo de 1982 y 1983 se estaban logrando en el campo de la predicción monetaria y en el del análisis de la inflación convergían a una misma cuestión. Disponiendo de modelos de predicciones bastante fiables sobre la evolución futura de una magnitud económica, ¿cómo se pueden utilizar tales instrumentos para realizar un diagnóstico sobre la situación coyuntural de dicha magnitud, más allá de la mera predicción?

Eso me incitó a que en 1983 empezara a trabajar en un proyecto consistente en determinar una forma siste-

GRAFICO 6
TIPOS DE INTERESES REALES *EX-ANTE*
(En porcentaje)



Fuente: Matea (1992).

mática (objetiva) de organizar los resultados cuantitativos —«núcleo cuantitativo»— procedentes de los modelos estadístico-econométricos disponibles sobre una magnitud económica concreta, que condujera bastante directamente a una valoración de la situación de dicha magnitud.

El primer punto que conviene clarificar, respecto a este proyecto, es que se pretendía aplicar a una variable concreta o a un conjunto de variables consideradas de forma individualizada. Sin duda, esto constituía una limitación importante del proyecto, ya que el análisis de la coyuntura económica es un análisis global. Pero, consciente de que los instrumentos que se tenían relativamente bien desarrollados se referían a variables individuales, se aceptaba esta limitación de partida, con la idea de que unos resultados individuales firmes serían, a pesar de sus limitaciones, muy útiles para el analista que tuviese que realizar un informe global. Así, aprendiendo en ese marco sencillo, sería factible, en un momento posterior, abordar, con más garantías de éxito, una metodología global. Pero sobre esto no conviene insistir, ya que ha sido objeto de reflexión en el primer punto de este artículo.

Esta metodología se fue forjando sobre la base de estudios cuantitativos en más áreas económicas que las señaladas, y los trabajos sobre el empleo (Espasa, 1983a), sobre el índice de producción industrial (Espasa, 1983b) y sobre el producto interior bruto (Espasa, 1984), tuvieron una importancia especial. En ellos se advertía que en el análisis de la coyuntura lo importante era la evolución tendencial de las variables, de modo que dicho análisis podía caracterizarse muy bien, en primera instancia, como un análisis de tendencias. Este papel destacado que se le daba a la tendencia de una variable económica aparecía recogido en diferentes documentos del Servicio de Estudios entre los años 1982 a 1984, de los que algunos se han ido publicando posteriormente.

Fijado el interés por la tendencia, el analista se encuentra con que ésta crece a lo largo del tiempo, y el principal problema se centra en caracterizar ese crecimiento. De hecho, con frecuencia, más interés que la línea de tendencia en sí lo tiene su correspondiente senda de crecimiento. Esta se puede estimar a partir del concepto de crecimiento subyacente que se comentará más adelante, pero las tendencias tienen puntos de ruptura bruscos, en los que es difícil determinar el correspondiente crecimiento subyacente. En los trabajos mencionados sobre el índice de producción industrial y el producto interior bruto, esto se solucionaba a partir de

un conocimiento previo de los períodos temporales en los que podía darse una ruptura. La modelización univariante con puntos de ruptura ha alcanzado un gran auge en la literatura actual con los trabajos de Perron (1988, 1989 y 1990).

En el caso del producto interior bruto, esta senda de crecimiento se caracterizaba según se refleja en el gráfico 7, tomado de Espasa (1984). En él se observa que la primera crisis energética supuso una caída de cinco puntos porcentuales en el crecimiento anual, y que tal reducción se produjo a lo largo de dos años. Sin embargo, en la segunda crisis energética la reducción fue de dos puntos, y se llevó a cabo en un período brevísimo de tiempo.

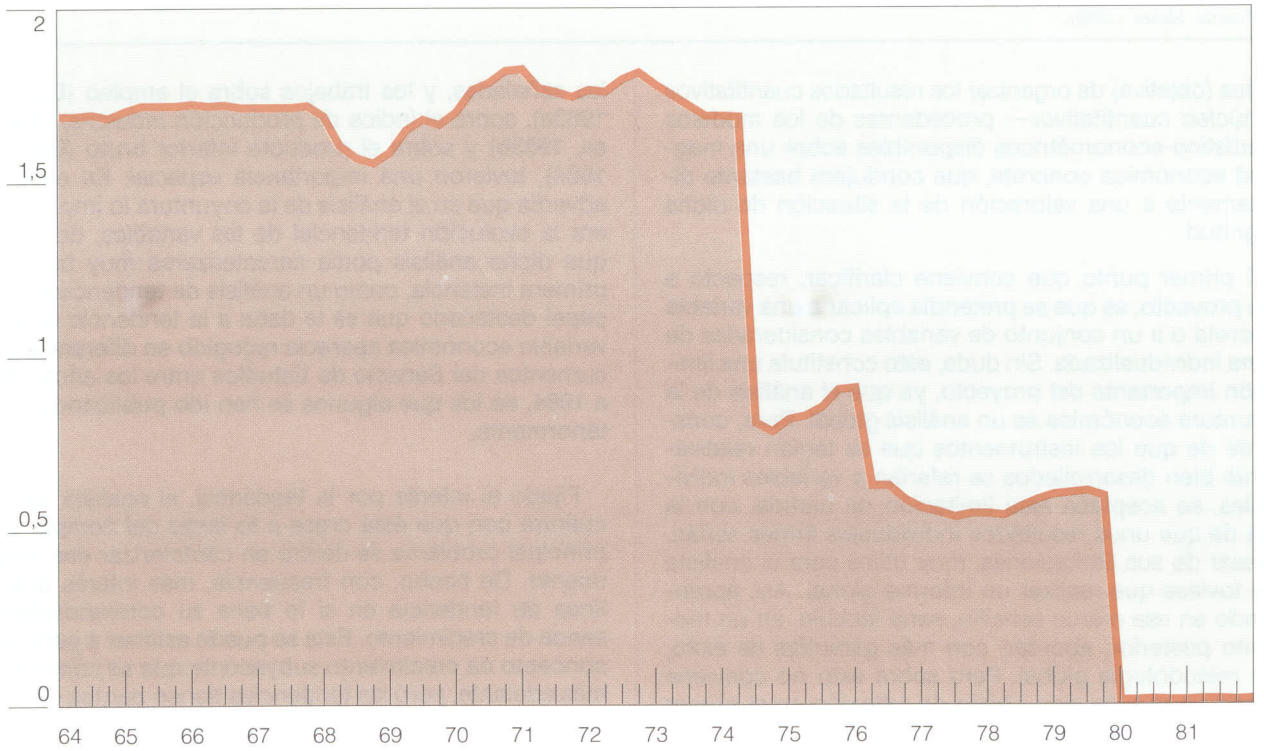
Este procedimiento de calcular el crecimiento en los puntos de ruptura fue determinante en el análisis de la inflación con la introducción, en enero de 1986, del impuesto sobre el valor añadido. Sólo los modelos que tenían en cuenta y estimaban tal ruptura permitían calcular la inflación subyacente libre del efecto IVA, que ocultaba el gran esfuerzo que los agentes de la economía española habían hecho durante 1986 para reducir la inflación. Esto es importante, porque, al no proceder así, muchos analistas señalaron que el logro inflacionista se estaba obteniendo en 1987 y, alentados por ese diagnóstico erróneo, a finales de ese año se propuso un objetivo del 3 por 100 de inflación para 1988. El análisis de la inflación subyacente en 1987 indicaba con toda claridad —véase gráfico 8, tomado de Matea (1992)— que tal objetivo era prácticamente imposible de alcanzar para diciembre de 1988.

VII. METODOLOGIA CUANTITATIVA PARA EL ANALISIS DE LA COYUNTURA

La metodología que he ido proponiendo para construir el «núcleo cuantitativo» de un análisis de coyuntura de un fenómeno económico se articula alrededor de cuatro puntos, tal como se recoge en el cuadro n.° 2.

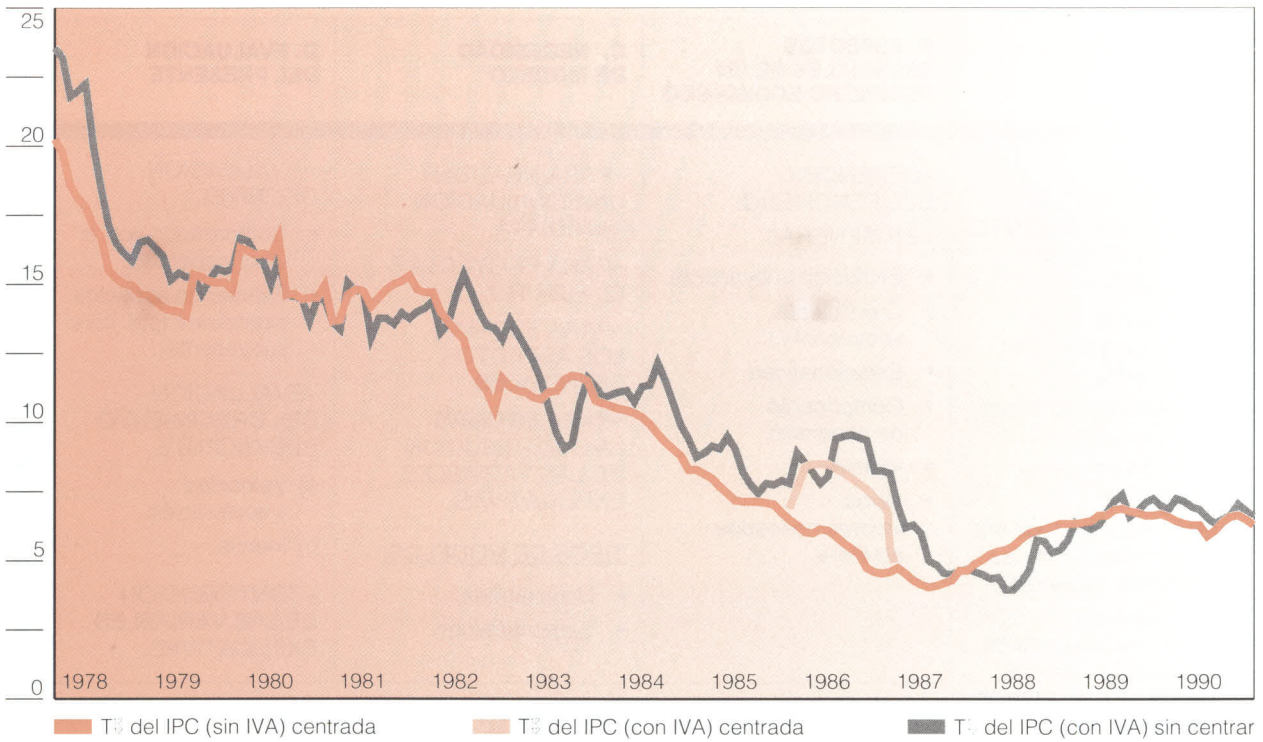
Los objetivos de un análisis de coyuntura se centran en los aspectos esenciales del fenómeno considerado. Estos son, generalmente, su evolución y crecimiento subyacentes, y el instrumento de análisis que va a permitir aproximar tales aspectos esenciales y, por lo tanto alcanzar los objetivos propuestos, consiste en los modelos

GRAFICO 7
TASA DE CRECIMIENTO DE LA TENDENCIA DEL PRODUCTO INTERIOR BRUTO ESPAÑOL (*)



(*) Esta tasa se deriva del modelo propuesto por Espasa (1984), de donde se ha tomado este gráfico.

GRAFICO 8
TASAS T_{12}^{12} Y T_{12}^{1} DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO



Fuente: Matea (1992).

cuantitativos. Estos modelos pueden ser univariantes o econométricos (7), y son importantes en el análisis de coyuntura para:

1) Realizar una evaluación inmediata del fenómeno cuando llega una nueva observación.

2) Proyectar el futuro.

3) Basar en ellos la estimación de los aspectos esenciales.

4) Cuantificar la influencia de las variables explicativas.

En todo lo anterior, hay que señalar que, cuando se trate de un *fenómeno agregado* cuyos componentes puedan registrar comportamientos suficientemente dispares que no se compensan entre sí, será conveniente realizar la evaluación del fenómeno global a partir de una aplicación de la metodología sobre una desagregación en un número reducido de componentes.

Respecto a la evolución subyacente de un fenómeno económico, hay que señalar que, como se sigue de lo indicado anteriormente y se argumenta con detalle en Espasa (1990), ésta se identifica con la tendencia de la correspondiente serie temporal. En el trabajo referido, se discuten con detalle las razones por las que la tendencia es preferible a la serie ajustada de estacionalidad.

En cuanto al cálculo de la tendencia, así como al cálculo de la serie ajustada de estacionalidad, conviene realizarlos tomando como base el modelo ARIMA de la serie en cuestión. El trabajo desarrollado por Agustín Maravall en el Banco de España (1984, 1986 y 1987) fue realmente el de avanzar en esta línea de investigación aparecida en la literatura de series temporales, y permitió que todo el análisis cuantitativo —predicciones y extracciones de señales— fuese coherente, al basarse sobre el mismo modelo.

En evoluciones discretas en el tiempo, la velocidad o crecimiento subyacente se calcula comparando el nivel subyacente en t con el nivel subyacente en $t-u$, y el valor resultante se define como la velocidad subyacente en $t-m$, siendo $m = (u-1)/2$. La asignación del valor anterior al momento $t-m$ es necesaria para que la evolución del crecimiento subyacente esté en fase con los crecimientos mensuales de la serie original *(crecimientos básicos)*. En general, por razones institucionales y climatológicas, conviene calcular el crecimiento subyacente sobre períodos anuales (u = un año).

Para que una tasa de crecimiento sea relevante en un

CUADRO N.° 2
METODOLOGIA PARA EVALUAR LA SITUACION COYUNTURAL DE UN FENOMENO ECONOMICO

A. OBJETIVOS	B. ASPECTOS ESENCIALES DE UN FENOMENO ECONOMICO	C. NECESIDAD DE MODELO	D. EVALUACION DEL PRESENTE
–EVALUAR Y CUANTIFICAR LA SITUACION PRESENTE DE UN FENOMENO ECONOMICO. • Atendiendo a los aspectos esenciales del mismo. • Proyectando su futuro. • Comparándola con apreciaciones. anteriores. • Señalando en todo ello la contribución de las variables causales. • Vinculándola con otros fenómenos económicos con los que tiene una relación de dependencia.	–DEPENDEN DEL FENOMENO: –EN GENERAL: • Evolución subyacente. • Crecimiento subyacente. • Estacionalidad. • Componente no esperado. • Inercia. • Otros: valores deseados, etcétera.	–PARA REALIZAR UNA EVALUACION INMEDIATA. –PARA PROYECTAR EL FUTURO. –PARA ESTIMAR LOS ASPECTOS ESENCIALES. –PARA ESTIMAR LA CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS. TIPOS DE MODELOS: • Univariantes. • Econométricos.	–EVALUACION DEL NIVEL: • Comparando con el valor esperado. • Estimando aspectos esenciales (p.e. nivel subyacente). –EVALUACION DEL CRECIMIENTO SUBYACENTE. a) Velocidad y aceleración. b) Inercia. –CONTRIBUCION DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS.
	EN FENOMENOS AGREGADOS, TODO ESTO DEBE REALIZARSE A PARTIR DE LOS COMPONENTES MAS RELEVANTES.		

análisis de coyuntura de un fenómeno económico, se requiere que:

— esté relacionada con una línea de nivel del fenómeno en cuestión;

— no muestre oscilaciones irrelevantes;

— esté en fase con los crecimientos básicos;

— explote al máximo la última información disponible;

— mida crecimientos anuales;

— haga innecesario completar el análisis con otras tasas de crecimiento adicionales, y

— su varianza no sea muy dispar entre diferentes variables sobre las que sea conveniente realizar un análisis conjunto.

Para cumplir al máximo estas características, en trabajos anteriores he propuesto, por las razones expuestas en Espasa *et al.* (1984) y Espasa (1988), definir el crecimiento subyacente en variables mensuales como el crecimiento anual de la tendencia debidamente centrado. En general, esa medida se calculará como la tasa de crecimiento de un mes $(t + 6)$ sobre el mismo mes del año anterior $(t - 6)$, y se asignará al mes t, tasa que se puede denominar T^1_{12} centrada de la tendencia. El centrado, como ya se ha indicado, es necesario para que los máximos y mínimos relevantes de tal tasa T^1_{12} coincidan con los máximos y mínimos de los crecimientos básicos. Obsérvese que si en una serie —por ejemplo, IPC— las tasas T^1_{12} se asignan a la última observación que entra en su cálculo, el seguimiento del crecimiento con la T^1_{12} y los crecimientos básicos es inconsistente, a no ser que estos últimos se desplacen seis meses hacia el futuro.

En series que son poco oscilantes, como series monetarias y de precios, el crecimiento anual de la tendencia puede aproximarse por la tasa de crecimiento T^{12}_{12} centrada de la serie original. Esta tasa en el mes t recoge el crecimiento de la media de las doce observaciones que empiezan en el mes t sobre las doce observaciones inmediatamente anteriores. En series muy oscilantes, como las del sector exterior, será conveniente calcular el crecimiento subyacente a partir de T^{12}_{12} de la tendencia.

Obsérvese que si la última observación disponible en una serie mensual es la correspondiente al mes t, el cálculo de los crecimientos subyacentes para $t, t-1, \ldots, t-6$ requiere utilizar predicciones del nivel, que en nues-

tro caso es la tendencia, hasta t + 6, t + 5, ..., t + 1, respectivamente. Esto podría considerarse como un grave inconveniente respecto a otras tasas alternativas, pero tal inconveniente relativo es inexistente, ya que *cualquier medida de crecimiento anual que esté en fase con los crecimientos básicos y que corresponda a la última observación disponible utiliza, necesariamente, de una forma u otra, predicciones.* Decir que otras tasas, como las anualizadas, no utilizan predicciones es una falacia, ya que en dichas tasas se supone que el último crecimiento se va a repetir en el futuro inmediato. Además, tales afirmaciones manifiestan un empeño realmente absurdo, ya que pretenden hacer factible algo que, por definición, es imposible. La propuesta de medida de crecimiento subyacente realizada consiste en utilizar predicciones eficientes, ya que se basan en el modelo que genera la serie original. Con ello, se tiene que la utilización de predicciones en el cálculo del crecimiento subyacente de los últimos meses, lejos de suponer un inconveniente, es una forma eficiente de explotar al máximo la información más reciente sobre el fenómeno para calcular una medida de crecimiento anual contemporáneo.

Aparte de las posibles ventajas que, desde puntos de vista tanto económicos como estadísticos, contiene la definición dada de crecimiento subyacente, con ella se unifica el crecimiento en series económicas. Así, si se utiliza dicha medida de crecimiento, no parece necesario analizar una serie fijándose en distintas tasas de crecimiento mensuales, trimestrales y/o semestrales anualizadas. Las ventajas que cada una de ellas puede contener —máxima influencia del presente, estabilidad, etc.— se sintetizan en la medida de crecimiento subyacente propuesta. Además, las varianzas de las tasas de crecimiento anuales de las tendencias de series macroeconómicas están mucho más próximas entre sí que las varianzas de tasas de crecimiento anuales sobre las series originales. Esta aproximación de varianzas es necesaria para pretender que se utiliza, sobre fenómenos macroeconómicos diferentes, una medida de crecimiento relativamente homogénea.

Además del crecimiento subyacente, se puede calcular, en cada momento t, la expectativa de crecimiento a medio plazo, que podemos denominar *inercia.*

Con todo lo anterior, la metodología, o forma sistemática de organizar los resultados y producir el diagnóstico, engloba los siguientes pasos:

A) *Análisis del crecimiento subyacente.* A partir de la senda de crecimiento subyacente estimada con la última observación disponible, se determinará si el fenómeno económico en cuestión atraviesa una situación de crecimiento acelerado, desacelerado o constante.

B) *Comparación de la senda de crecimiento subyacente actual con la inercia.* De tal comparación se deducirá si el tipo de crecimiento descrito en A) es probable que se mantenga o que cambie y, en tal caso, en qué sentido.

C) *Comparación de la senda de crecimiento subyacente actual con sendas estimadas previamente.* Con ello, se deducirá si, independientemente de que la situación descrita en A) pueda considerarse como buena o mala, la evolución a corto plazo del fenómeno en cuestión está o no mejorando respecto a apreciaciones anteriores.

D) *Comparación del valor actual de la inercia con sus valores anteriores.* De ello se deducirá si la evolución a medio plazo del fenómeno econométrico analizado está mejorando o no.

Estos cuatro puntos, aplicados al índice de precios al consumo, con información hasta diciembre de 1991, tal como se recoge en el cuadro n.° 1, nos llevan al diagnóstico que se ha venido comentando anteriormente.

En Espasa *et al.* (1987), Espasa y Salaverría (1988), Delrieu y Espasa (1988), Matea y Espasa (1988), y Morales *et al.* (1992), se contienen aplicaciones de la metodología anterior, basada en modelos univariantes, para la inflación española, los agregados monetarios, la balanza comercial, la inflación internacional y la actividad industrial. En Espasa *et al.* (1990 y 1992), se encuentran aplicaciones basadas en un modelo econométrico sobre el sector turístico español. Finalmente, en Espasa y Cancelo (1992), se recogen los instrumentos cuantitativos necesarios para el análisis de la coyuntura, se describe la metodología mencionada y se presentan con detalle sus aplicaciones sobre la actividad industrial, la balanza comercial, la inflación y el turismo.

En conclusión, para el análisis de la coyuntura, es imprescindible disponer de modelos estadístico-econométricos. Con ellos, se puede proyectar el futuro de las variables económicas, extraer de las correspondientes series temporales las señales que aproximan las características esenciales de sus variables y estimar determinados efectos de especial interés, como la moderación en el crecimiento de los agregados monetarios debido a la política monetaria, el efecto en los precios de cambios en la imposición indirecta, etc. Con los resultados de los modelos y de los procedimientos de extracción de señales, se pueden calcular sendas firmes de crecimiento subyacente, que se van actualizando mes a mes. A partir de ellas, y de su comparación con las expectativas de crecimiento a medio plazo en cada momento, se puede construir un diagnóstico sobre las variables económicas. Si los modelos utilizados son econométricos, en dicho diagnóstico se indicará, además, la contribución de las diferentes variables explicativas.

VIII. LA MODELIZACION DE SERIES DIARIAS DE ACTIVIDAD. SU INTERES EN EL ANALISIS DE LA COYUNTURA

Con ocasión de las huelgas de la banca, en febrero de 1979, se observó que las cifras contables sobre pasivos computables que facilitaba la banca en las declaraciones

sobre el coeficiente de caja eran anormalmente altas, lo cual, sin duda, era debido a las alteraciones pasajeras que habían sufrido los procesos de contabilización en los días de huelga, y no reflejaban en absoluto un mayor crecimiento en la demanda de dinero (véase gráfico 2). En tal situación, era importante para el Banco de España corregir las cifras declaradas en el coeficiente de caja de las alteraciones contables sufridas. Esto sólo se podía realizar yendo directamente a los datos diarios, y originó mi primera experiencia en la modelización diaria.

Conviene advertir que mi experiencia sobre modelos diarios gira en torno a series de actividad; es decir, a series que muestran tendencias, varios ciclos estacionales y grandes oscilaciones por alteraciones en el calendario laboral, como fiestas intrasemanales, períodos vacacionales, etc. Estas series tienen, pues, las características de sus correspondientes agregados mensuales, trimestrales, etc., pero a un nivel de complicación extraordinariamente mayor. Estas series tienen, fundamentalmente, un problema de nivel, y su comportamiento es radicalmente distinto al de las series diarias de precios o rentabilidades en los mercados monetarios y financieros.

Este primer acercamiento a las series diarias de actividad puso de manifiesto la complejidad del problema, pero también reveló que en la modelización diaria univariante están, generalmente, garantizados buenos resultados, en el sentido de que lo obtenido por el modelo difícilmente es conocido en todos sus matices por el experto que sigue día a día la variable en cuestión. En el plano diario, la ventaja comparativa de disponer de un modelo puede ser muy grande, ya que las series temporales correspondientes muestran enormes oscilaciones, que corresponden a factores diversos que interaccionan entre sí. La multiplicidad de factores y su interacción hacen muy difícil que el experto haya podido captar los efectos específicos de cada factor, y menos sus interacciones; sin embargo, a través de la modelización univariante, se pueden estimar satisfactoriamente todos esos efectos e interacciones. Ciertamente, la modelización es compleja, pero la garantía de éxito es segura.

En Espasa (1979b), se plantea el estudio de los efectos de las huelgas utilizando modelos diarios correspondientes a muestras de seis meses. Con ello, la complejidad de los modelos se centraba en estimar las transiciones de mes. Tal patrón de comportamiento, derivado de los modelos para muestras anteriores, se aplicaba al período octubre 1978 a marzo 1979, y sobre él se podían estimar las anomalías en los datos debidas a la huelga, que se resumen en el cuadro n.° 3, tomado de Espasa (1979b).

CUADRO N.° 3

EFECTOS (ESTIMADOS) DE LAS HUELGAS DE FEBRERO DE 1979 EN LAS MEDIAS DECENALES Y MENSUALES DE LOS DEPOSITOS EN LA BANCA

Meses	*Miles de millones de pesetas*
FEBRERO	
Primera decena	17,9
Segunda decena	54,4
Tercera decena	27,0
Media mensual	*32,7*
MARZO	
Primera decena	4,9
Media mensual	*1,8*

Este estudio puso de manifiesto las posibilidades de los modelos diarios, pero no fue hasta 1986 cuando, desde la Oficina de Operaciones del Banco de España, se planteó la construcción de un modelo diario para ser utilizado continuamente en la predicción de la circulación fiduciaria. Oscar Loureiro realizó este proyecto, que yo dirigí, y desde entonces tal modelo se está utilizando diariamente con resultados muy satisfactorios.

El tema se complicó enormemente cuando, desde el 1 de julio de 1987, los sábados pasaron a ser días inhábiles, con lo que la serie diaria pasaba de tener seis observaciones semanales a sólo cinco. Este cambio provocó dos proyectos que realizó José R. Cancelo bajo mi dirección. El primero consistía en adaptar el modelo de seis días a la nueva realidad. Esto fue posible, y la predicción diaria sólo se interrumpió unas semanas. El segundo consistió en construir un nuevo modelo, cuando se dispuso de un año de observaciones correspondientes a semanas de cinco días.

Posteriormente he dirigido un proyecto sobre predicción diaria de energía eléctrica. En este caso, el modelo incluye variables metereológicas como variables explicativas. Estas tienen funciones de respuesta dinámica, no lineales, y cambiantes con el tipo de día y la estación del año. Con todo ello, el modelo acaba teniendo unos ciento noventa parámetros estimados con casi tres mil observaciones. En Cancelo y Espasa (1991a y 1991d), se recoge la metodología empleada en la construcción del modelo y los resultados obtenidos.

Las experiencias anteriores sobre la modelización diaria indican que los datos diarios tienen grandes fluctuaciones que, con frecuencia, no tienen interés económico alguno. Así, disponiendo de un modelo es posible corregir los datos diarios por los efectos de tales fluctuaciones y utilizar los datos corregidos para fines de planificación. Es el caso del consumo de energía eléctrica, que constituye un indicador de actividad potencialmente muy importante. Sin embargo, el indicador mensual que se obtiene con la agregación de los datos diarios es de escaso interés, ya que fluctúa mucho debido a que el calendario laboral, y sobre todo las discrepancias de los valores de las variables metereológicas sobre lo que serían sus valores «normales» en cada momento, cambian mucho de mes a mes. Ante tal situación, lo procedente es corregir los datos por ambos efectos: laboralidad y discrepancia de la meteorología observada respecto a la «normal». Esta corrección sobre el agregado a partir de un modelo mensual es extraordinariamente imperfecta,

ya que, en promedio mensual, la meteorología puede ser normal, pero en el desglose diario pueden darse discrepancias que, por el carácter no lineal de los efectos, no se compensen. La conclusión es clara: la corrección debe hacerse en los datos diarios, con el modelo diario, y luego agregar a escala semanal o mensual, tal como se propone en Cancelo y Espasa (1991b).

Este agregado semanal o mensual es un indicador de actividad de especial relevancia para la coyuntura económica, pues su valor en el mes anterior se puede tener el primer día del mes corriente.

CONCLUSION

Como conclusión final, se desprende que el analista de la coyuntura encuentra su mejor ayuda en los modelos cuantitativos, tanto econométricos como de series temporales. Estos modelos no sólo le permiten predecir y conocer, en el caso de los modelos econométricos, las contribuciones de las variables explicativas, sino que constituyen un instrumento mediante el cual se explica el comportamiento de la variable en cuestión. Una consecuencia de lo anterior consiste en que si en determinados momentos surgen comportamientos anómalos, debido a factores específicos, el analista puede estimarlos y descartarlos.

Con los modelos, el analista puede, además, determinar la mejor forma de extraer señales firmes sobre el fenómeno bajo estudio. Estas señales requieren predicciones y, por lo tanto, se van actualizando mes a mes. De entre tales señales, la actualización del crecimiento subyacente es uno de los resultados más útiles, ya que estima lo que hay de permanente en las oscilaciones mensuales de los datos originales. Tales actualizaciones, lejos de ser un estorbo, constituyen la mejor aportación para el diagnóstico económico. Así, euforias y depresiones injustificadas —por ejemplo, cada vez que se publica el IPC— desaparecen con el seguimiento del crecimiento subyacente, inflación subyacente en el caso de los precios, que registra menos oscilaciones, las cuales, a su vez, tienen un carácter más permanente. El diagnóstico se puede completar, tal como se ha indicado en el apartado VII, comparando el crecimiento subyacente con las expectativas de crecimiento a medio plazo que proporcionan los modelos.

Por último, la modelización de series diarias de actividad, como la del consumo de energía eléctrica, permite eliminar de los datos originales fluctuaciones sin interés genuino y construir indicadores semanales o mensuales, que se pueden publicar al día siguiente de finalizar la semana o el mes.

NOTAS

(*) Estoy muy agradecido a José María Bonilla, Ana Sánchez, José Pérez y Eduardo Morales por sus comentarios a una primera versión de este trabajo. Naturalmente, yo soy el único responsable de lo que en él se dice.

(1) Véanse los apéndices econométricos en Rojo y Pérez (1977), y las referencias allí citadas.

(2) Una versión reciente sobre la demanda de dinero se encuentra en Dolado y Escrivá (1991).

(3) El detalle del tratamiento de esta nueva situación se describe en Escrivá *et al.* (1986).

(4) Un resumen de tales trabajos apareció posteriormente en Espasa (1979a).

(5) Posteriormente, ese curso amplió su temario y pasó a denominarse «Análisis de series temporales y modelos econométricos dinámicos». En el desarrollo de ese curso, durante todos los años en que se impartió, he contado con la valiosa ayuda de Eduardo Morales, a quien estoy muy agradecido. Parte del contenido de ese curso, actualizado y ampliado, se recoge en el volumen Espasa y Cancelo (1992).

(6) En Novales (1987), el problema de la heterogeneidad muestral de ALP, antes y después de 1983, se aborda sobrediferenciando la serie —dos diferencias regulares y una estacional—, lo cual tampoco es una buena solución, tal como se comenta en Espasa y Salaverría (1988), páginas 72 y 73. No obstante, el trabajo de Novales es una evidencia más de la relevancia del tema tratado en el texto.

(7) Entendemos por modelos univariantes los que se construyen sólo con la información de la propia variable en estudio, y por modelos econométricos los que incorporan información sobre otros fenómenos económicos. Normalmente, los modelos univariantes se amplían con variables artificiales (análisis de intervención).

BIBLIOGRAFIA

Anderson, T. W. (1971), *The statistical analysis of time series,* John Wiley.

Box, G. E. P., y Jenkins, G. M. (1970), *Time series analysis forecasting and control,* Holden-Day.

Cancelo, J. R., y Espasa, A. (1991a), «Threshold modeling of nonlinear dynamic relationships: an application to a daily series of economic activity», *Working Paper,* n.° 91-05, Universidad Carlos III de Madrid.

— (1991b), «Un nuevo indicador semanal y mensual de actividad basado en el consumo de energía eléctrica», *Documentos de Trabajo,* n.° 91-06, Universidad Carlos III de Madrid.

— (1991c), «Common trend analysis for consumer prices within and across South-European economies»; trabajo presentado en la reunión anual de la Association of Southern European Economic Theorists, Atenas, noviembre 1991.

— (1991d), «Forecasting daily demand for electricity with multiple-input nonlinear transfer function models: a case study», *Working Paper,* número 91-21, Universidad Carlos III de Madrid.

Delrieu, J. C., y Espasa, A. (1988), «Métodos cuantitativos para el análisis de coyuntura de la balanza comercial española», *Boletín Económico* del Banco de España, septiembre, 53-74.

Dolado, J. J., y Escrivá, J. L. (1991), «La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez», *Documentos de Trabajo,* n.° 91-07, Servicio de Estudios del Banco de España.

Escrivá, J. L.; Espasa, A.; Pérez, J., y Salaverría, J. (1986), «A short-term econometric model for the Spanish monetary policy», ponencia presentada al Congreso Europeo de la Econometric Society, Budapest, agosto; disponible solicitándolo al autor.

Escrivá, J. L., y Espasa, A. (1988), «An econometric model for the determination of banking system excess», capítulo 27, en Motamen, H. (ed.), *Economics Modelling in the OECD countries,* Champman and Hall.

ESPASA, A. (1973a), «Notas sobre la correlación serial en modelos econométricos uniecuacionales», *Anales de Economía,* enero-marzo 1973.

— (1973b), «Modelos macroeconómicos: simultaneidad y recursividad, estimación y observaciones escasas», *Cuadernos de Economía,* enero-julio 1973.

— (1978a), *The spectral maximum likelihood estimation of econometric models with stationary errors,* Vandenhoeck and Ruprecht, Gottingen, 1977.

— (1978b), «Estimación y selección de modelos econométricos dinámicos», *Estudios Económicos,* n.° 11, Banco de España, Madrid.

— (1979a), «Modelos ARIMA univariantes con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M3, M2», *Cuadernos Económicos de ICE,* n.^{os} 11 y 12, págs. 109 a 138.

— (1979b), «Un modelo diario para las series de depósitos en la banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979», *Documentos de Trabajo,* n.° 79-05, Servicio de Estudios del Banco de España. Un resumen del mismo aparece en el *Boletín Económico,* julio-agosto 1979, págs. 33 a 37.

— (1980), «La predicción económica», *Estudios Económicos,* n.° 18, Banco de España, Servicio de Estudios.

— (1983a), «Un estudio econométrico de la tasa de variación del empleo en la economía española», *Estudios Económicos,* Banco de España.

— (1983b), «Deterministic and stochastic seasonality; an univariate study of the Spanish industrial production index», *Documentos de Trabajo,* número 83-06, Servicio de Estudios del Banco de España, publicado posteriormente en MENTZ *et al.* (1989).

— (1984), «The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP», *Documentos de Trabajo,* número 84-15, Servicio de Estudios del Banco de España. Posteriormente publicado en MENTZ *et al.* (1989), págs. 319-346.

— (1987), «Comentarios a: Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia», *Estadística Española,* n.° 114, enero-abril 1987, págs. 72-76.

— (1988), «El perfil de crecimiento de un fenómeno económico», *Documentos de Trabajo,* n.° 88-06, Servicio de Estudios del Banco de España.

— (1990), «Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico», *Documentos de Trabajo,* n.° 90-03, Servicio de Estudios del Banco de España.

— y CANCELO, J. R. (eds.) (1992), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica,* Alianza Editorial.

ESPASA, A.; GÓMEZ-CHURRUCA, R., y JAREÑO, J. (1990), «Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española», *Documentos de Trabajo,* n.° 90-02, Banco de España.

ESPASA, A.; GÓMEZ-CHURRUCA, R., y MORALES, E. (1992), «Un análisis econométrico del turismo en España: implicaciones para el estudio sectorial de las exportaciones y algunas consideraciones de política económica», capítulo X en ESPASA y CANCELO (1992).

ESPASA, A.; MANZANO, M. C.; MATEA, M. LI., y CATASÚS. V. (1987), «La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología», *Boletín Económico,* Banco de España, marzo, págs. 32 a 51.

ESPASA, A., y MATEA, M. LI. (1989), «Tendencia inflacionista: medición y comparaciones internacionales», *Boletín Económico* del Banco de España, febrero, págs. 17-28.

ESPASA, A.; MOLINA, A., y ORTEGA, E. (1984), «Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index», *Documentos de Trabajo,* n.° 84-16, Servicio de Estudios del Banco de España.

ESPASA, A., y PÉREZ, J. (1979), «Within month predictions for monetary aggregates and Spanish monetary policy implementation»; ponencia presentada al 4th Meeting of the Association d'Econometrie Appliquée, Roma, febrero.

ESPASA, A., y SALAVERRÍA, J. (1987), «Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura monetaria en la economía española»; parte de este trabajo se recoge en ESPASA y SALAVERRÍA (1988). Esta versión ampliada está disponible solicitándola al autor.

— (1988), «Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura monetaria en la economía española», *Boletín Económico* del Banco de España, febrero, págs. 65-82.

KLEIN, L. R.; BALL, R. J.; HAZLEWOOD, A., y VANDOME, P. (1961), *An econometric model of the U. K.,* Oxford.

MARAVALL, A. (1984), «Nota sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA», *Revista Española de Economía,* vol. 1, n.° 1, págs. 25-54.

— (1986), «An application of model-based estimation of unobserved components», *International Journal of Forecasting,* vol. 2, págs. 305-318.

— (1987), «Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con discusión)», *Estadística Española,* n.° 114, páginas 11-106.

MATEA, M. LI. (1992), «Análisis de la inflación en España», capítulo IX en ESPASA y CANCELO (1992).

— y ESPASA, A. (1988), «El proceso inflacionista en la Comunidad Económica Europea y el diferencial de inflación con España», *Boletín Económico* del Banco de España, julio-agosto, págs. 11-20.

MAULEÓN, I. (1984), «La demanda de activos en caja en el sistema bancario en el período 1978-1982: un estudio empírico», *Estudios Económicos,* número 36, Banco de España.

MENTZ *et al.* (1989), *Statistical methods for cyclical and seasonal analysis,* Interamerican Statistical Institute.

MORALES, E.; ESPASA, A., y ROJO, M. L. (1992), «Univariate methods for the analysis of the industrial sector in Spain», *Investigaciones Económicas,* segunda época, vol. XVI, n.° 1, enero, págs. 127 a 149.

NOVALES, A. (1987), «Sobre la desestacionalización de series económicas», *Documentos,* n.° 87-12, Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

PÉREZ, J. (1976), «Sistema bancario: demanda de activos rentables y creación de depósitos bancarios, 1963-1972», trabajo no publicado, Servicio de Estudios del Banco de España.

PERRON, P. (1988), «Trends and Random walks in macroeconomic time series further evidence from a new approach», *Journal of Eco, Dynamics and Control,* n.° 12, págs. 297-332.

— (1989), «The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis», *Econometrica,* n.° 57, págs. 1361-1401.

— (1990), «Testing for a unit root in a time series with a changing/mean», *Journal of Business and Eco. Statistics,* vol. 8, n.° 2, abril, págs. 153-162.

ROJO, L. A., y PÉREZ, J. (1977), «La política monetaria en España: objetivos e instrumentación», *Estudios Económicos,* n.° 10, Banco de España.

SARGAN, J. D. (1964), «Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology», en HART, P.; MILLS, G., y WHITAKER, J. (eds.), *Econometric analysis for national economic planing,* Butterworths, Londres.

SASTRE, M. T., y ESPASA, A. (1984), «Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito», *Documentos de Trabajo,* n.° 84-14, Servicio de Estudios del Banco de España.

TORTOSA, L. (1979), «El saldo medio mensual de las disponibilidades líquidas en diciembre de 1970», *Cuadernos Económicos de ICE,* número 11-12, págs. 139-143.

TREADWAY, A. (1987), «Comentarios a: Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España», *Estadística Española,* n.° 114.