

**EFFECTO EN LOS PRECIOS DE LAS
ALTERACIONES EN LOS IMPUESTOS INDIRECTOS**

*Autores: Luis González Calbet
Pilar Rey del Castillo*
Unidad de Estadística I.E.F.

P.T. Nº 16/98

RESUMEN

En este trabajo se evalúa el impacto que han tenido las modificaciones de tipos impositivos de la imposición indirecta en los precios de consumo desde 1992 hasta 1998. Se utilizan modelos univariantes con análisis de intervención. Una vez presentadas las ventajas e inconvenientes de ésta técnica frente a otras alternativas, se presentan los resultados obtenidos y se interpretan los mismos. Estos resultados, en particular los que hacen referencia a las modificaciones de tipos del IVA, permiten reflexionar sobre la incidencia que la posición cíclica y la creciente apertura al exterior, entre otros factores, ejercen en el mayor o menor impacto inflacionista de las medidas fiscales.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. MÉTODOS DE EVALUACIÓN
 3. RESULTADOS
 4. CONCLUSIONES
- REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

I. INTRODUCCIÓN

En los años noventa se ha ido haciendo cada vez más evidente que los tipos impositivos que gravaban la renta de las personas físicas requerían una significativa reducción. La reforma del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) que se acaba de concebir tiene dicha reducción como uno de sus objetivos fundamentales. La recaudación por impuestos directos había ido ganando cuota, proceso que se produjo sobre todo en los años ochenta, en el total de la carga fiscal, en contra de las tendencias que predominaban, y aún se mantienen, en el mundo occidental.

En el escenario presupuestario que plantean las autoridades españolas para los próximos años se pretende que el coste recaudatorio que tiene la reforma del IRPF no exija subir otros impuestos, y ello a pesar de que se mantiene como objetivo perseverar en la reducción del déficit público. Ello se logrará, por un lado, reduciendo el volumen de gasto público en relación con el PIB; por otro lado, la reforma pretende afectar a la tasa de crecimiento potencial de la economía, y de la elevación de dicha tasa se desprendería un alza permanente de la capacidad recaudatoria del sistema, sin necesidad de alterar los tipos impositivos.

Sin embargo, este escenario ideal se enfrenta, como todos los escenarios, a unos determinados riesgos. El impacto de una reforma de alcance como la del IRPF es incierto, especialmente en la cuantía de sus efectos permanentes sobre los principales agregados macroeconómicos. Por otra parte, el elevado peso que en el presupuesto han alcanzado los denominados gastos comprometidos hace que la reducción posible de la ratio gasto público/PIB sea limitada, so pena de llevar a cabo reformas de alto alcance que, en cualquier caso, tardarían en producir efectos sobre las cuentas públicas. Gran parte de la reducción esperada de dicha ratio proviene de la disminución de la carga de intereses y de las prestaciones de desempleo en un escenario que se prevé de elevado crecimiento y tipos de interés históricamente reducidos, escenario que actualmente genera notables incertidumbres.

La política fiscal debe, además, enmarcarse en el estrecho corsé que le asigna el Pacto de Estabilidad y Crecimiento, que exige que se siga disminuyendo el déficit estructural para de este modo hacer frente a posibles deterioros de la posición cíclica. Así pues, la respuesta, con todos estos condicionantes, ante deterioros no esperados de la posición cíclica, pasaría necesariamente por una elevación de la presión fiscal. Volver a elevar la imposición directa parece un camino imposible de recorrer en el actual marco institucional. Si, por otro lado, el otro gran debate de nuestro sistema tributario afecta a la necesidad de reducir la carga fiscal sobre el factor trabajo, lo que hace inimaginable en el corto plazo las subidas de los tipos de cotización a la Seguridad Social, la única salida posible en este escenario pesimista pasaría por una elevación de los tipos impositivos de determinados impuestos indirectos. En este caso, la necesaria armonización fiscal, que se incrementará en el marco de la Unión Monetaria Europea, concede margen para proceder a dicha elevación.

Por lo tanto, sin que esto constituya un pronóstico, parece claro que una hipotética reducción no esperada del ritmo de crecimiento económico conduciría a plantearse medidas urgentes de elevación de la imposición indirecta. Desde el punto de vista de las variables presupuestarias y de la configuración del sistema fiscal en el nuevo marco institucional europeo, tal escenario no plantea excesivos problemas. Sin embargo, sabido es que elevar los impuestos indirectos suele tener un reflejo inmediato en los pre-

cios, y que, teniendo la misma moneda que los principales competidores, la existencia de un diferencial significativo de precios conllevaría un deterioro de la posición competitiva y, por ende, del nivel de empleo de la economía. Se puede, pues, llegar a la aparente paradoja de que lo que resultan ser avances en el proceso de armonización fiscal se conviertan en retrocesos en el proceso de convergencia real con las economías europeas.

Este posible escenario, que no predicción, en el que fuera necesario proceder a elevar los tipos de algunos impuestos indirectos, subraya la necesidad de conocer cuáles son esos efectos en los precios, para de ese modo conocer los márgenes exactos de actuación en ese delicado escenario. Reflexionar sobre esos efectos y cuantificarlos es el objetivo de este trabajo. De cara a obtener experiencias asimilables para el futuro, ha parecido conveniente circunscribirse a las modificaciones producidas en los últimos años, ya que en la economía española han tenido lugar recientemente cambios de gran calado. El fortísimo incremento del grado de apertura de nuestra economía unido a la notable reducción de la tasa de inflación hace que las respuestas de los precios ante alteraciones de los impuestos no puedan ser iguales hoy que hace veinte años.

En el punto 2 de este informe se hace una breve descripción de algunos métodos posibles para evaluar el efecto en los precios de las modificaciones en los impuestos indirectos. A continuación, en el punto 3 se presentan las estimaciones propias, realizadas a partir de técnicas univariantes con análisis de intervención, de los efectos en los precios de consumo de las principales modificaciones de tipos impositivos acaecidas desde 1992. Por último, se presentan las conclusiones que se pueden extraer a la luz de los cálculos realizados.

2. MÉTODOS DE EVALUACIÓN

Sin ánimo de exhaustividad, se procede a continuación a describir algunos de los métodos más utilizados en la literatura económica para analizar el efecto que una modificación de tipos impositivos tiene en los precios.

El método más sencillo de cálculo consiste en considerar el impuesto como un coste más, y trasladar su variación (cambio de tipo impositivo) al precio final sin más que tener en cuenta el peso relativo de dicho coste en el precio unitario del producto. A la hora de realizar un cálculo agregado, la aparente sencillez del método se complica debido a la dificultad de disponer de los tipos efectivos para todos los artículos afectados por la modificación. En particular, cuando los tipos de un impuesto general como el IVA son modificados, la exactitud del cálculo agregado depende de la disponibilidad de información desagregada y del método de agregación utilizado. Aún con estas prevenciones, se puede llegar a una estimación agregada de bastante calidad.

Sin embargo, el supuesto que contiene este método es muy restrictivo: que hay una traslación mecánica de la subida impositiva al precio final. Dicho de otra manera, este método proporciona una estimación de los impactos teóricos directos que tendrían las alteraciones impositivas. Se puede razonar sobre la existencia de numerosos factores que provocarán diferencias entre dichos impactos teóricos y los efectivamente producidos. Uno de las más importantes puede ser la posición cíclica de la economía

en el momento de llevar a cabo la modificación, que hará más o menos factible la posibilidad de trasladar las subidas de costes a los precios. Por otro lado, a medida que incrementa, en una economía dada, el peso de los sectores expuestos a la competencia, disminuye el grado en que modificaciones fiscales de carácter nacional afectan a los precios finales. Como se decía en la introducción, esta es la situación reciente de la economía española, con un incremento muy significativo en los últimos años del peso del sector expuesto a la competencia, de modo que los precios se forman cada vez más en mercados más amplios, guardando poca relación con variables específicas de ámbito local.

No obstante, como se verá más adelante para algunos casos, este sencillo cálculo del impacto teórico es útil, aunque sólo sea para compararlo con el impacto efectivo calculado por otros métodos.

Una segunda alternativa es la utilización de modelos multivariantes generales de la economía española. Esta técnica presenta la gran ventaja de considerar que el marco macroeconómico no es exógeno al cálculo del impacto. La complejidad de las hipótesis que hay que realizar a la hora de construir dichos modelos hace que se pierda capacidad intuitiva en la interpretación de los resultados que se obtengan.

Un ejemplo de esta alternativa se puede observar en Burgos et al. [1992], que utilizan el modelo MOISEES para evaluar el impacto de las modificaciones de impuestos indirectos en enero de 1992. En este trabajo se concluye que, bajo la hipótesis de que la capacidad de trasladar los incrementos de costes a precios es homogénea en los distintos grupos de productos sujetos a cada tipo de IVA, existe una relación directa entre los incrementos de recaudación y los de precios. Este trade-off entre recaudación e inflación es el que debe tenerse en cuenta por las autoridades a la hora de tomar sus decisiones. La existencia de esta relación, establecida bajo el supuesto de que la elasticidad-precio de la demanda de los distintos bienes y servicios es idéntica, contiene dos importantes corolarios: el efecto inflacionario de una elevación de tipos en la imposición indirecta es inevitable y, por otra parte, desde el punto de vista del impacto en los precios, es indiferente el impuesto que se elija para conseguir el incremento de recaudación deseado.

Un modelo de equilibrio general es también la alternativa utilizada por Salas y Vilches [1995] para cuantificar la incidencia de las variables fiscales en la formación de precios. El modelo es construido con ecuaciones simultáneas de precios y salarios nominales, con lo que cuantifican, entre otras cosas, la parte de la variación de precios que, en el período 1965-1990, se debe a las variables fiscales. En concreto, estiman que del crecimiento medio de los precios en el periodo, un 10,34%, el 0,24% se explica directamente por los cambios en la imposición indirecta.

Una tercera alternativa utilizada en la literatura económica se basa en la utilización de las Tablas Input-Output de una economía, para, a partir de formulaciones derivadas del modelo clásico de Leontieff, ser capaces de simular los efectos de variaciones del sistema fiscal en los precios. Un caso concreto para la economía española puede ser la elaboración del modelo IINDIO, que formula una ecuación de precios por ramas productoras con un vector de valor añadido desagregado (ver Lasheras et al. [1988]). Estos métodos presentan el inconveniente de la fuerte restricción de algunas de las hipótesis consideradas, como la de la constancia de los coeficientes técnicos, lo que confiere a los cálculos un carácter de impacto teórico. La ventaja es que permite incluir en el cálculo no sólo los efectos directos e inmediatos de las modificaciones, sino incorporar, a través del conjunto de interrelaciones entre las distintas ramas de la economía, los efectos indirectos inducidos en ramas distintas a la productora del bien o servicio afectado por la modificación impositiva.

Por último, citaremos la técnica elegida en este trabajo, el análisis de intervención realizado en el marco de la estimación de modelos univariantes de tipo ARIMA, aplicado a series temporales de precios. Al elegir esta técnica de trabajo, es el comportamiento histórico de la serie lo único que va a influir en la explicación de la variable que se considere y en la predicción que se realice. Por lo tanto, el marco macroeconómico se considera exógeno. Sin embargo, presenta la ventaja de que se tienen en cuenta datos reales que incorporan los efectos que se quieren cuantificar, esto es, es una medición real y a posteriori, frente a los intentos teóricos y a priori.

La identificación de un determinado modelo de tipo ARIMA para una serie temporal permite explicar los fenómenos que en esa serie se ven reproducidos con una cierta regularidad. Sin embargo, la existencia de sucesos anómalos o irregulares, que se manifiestan en un instante determinado y afectan a la variable económica que se ha modelizado, no queda recogida por el modelo a no ser que el mismo se “intervenga”, introduciendo variables artificiales que pretenden captar la incidencia de tal fenómeno anómalo.

La introducción de dichas variables resulta, a priori, adecuada para reflejar modificaciones en impuestos que tengan un efecto palpable en los precios. En principio, dichas variables deben ser de tipo escalón, pues las subidas de impuestos indirectos quedan permanentemente incorporadas en el nivel de precios. Esta técnica es sencilla e intuitiva, y nos permite captar los efectos deseados sobre distintos agregados de precios en función de nuestros objetivos. El problema de esta técnica aparentemente tan potente se deriva de la necesaria identificación que hay que realizar entre una variable referenciada a una fecha concreta y el fenómeno económico cuya incidencia se quiera medir. Si, entrando en el ejemplo que nos ocupa, se identifica el coeficiente de una variable artificial con el impacto que una modificación impositiva ha producido en el precio de los productos correspondientes a la serie que se modeliza, se puede cometer el error de que esa medición incluya algunas otras circunstancias excepcionales distintas a las que se quieren cuantificar, siendo imposible, a través de esta técnica, separar el impacto correspondiente a cada una de dichas circunstancias. Por otro lado, aunque se pueden teóricamente construir variables que permiten medir el efecto retardado de las modificaciones que se quieren analizar, cuando el efecto de éstas se haya diluido en el tiempo va a ser muy difícil estimarlo, por lo que en determinados casos vamos a correr el riesgo de ignorar el efecto en los precios de algunas medidas que sí han generado inflación.

En el caso que nos ocupa, se ha procedido con una técnica ya clásica en el análisis de los precios, consistente en identificar y especificar modelos ARIMA para los componentes del Índice de Precios de Consumo (IPC) que recogen los productos en función de su procedencia.

3. RESULTADOS

La variable a considerar son los precios. Dada la calidad de la información básica, la disponibilidad de series mensuales de larga duración y la existencia de información desagregada, se ha tomado como indicador el IPC. En 1992 se produce un cambio de base, siendo el anterior de 1983. Con el enlace de series realizado por el INE, se puede considerar que las series temporales enlazadas resultantes son bastante homogéneas. Los cambios de criterios metodológicos no son muy importantes, siendo el

cambio principal el de las ponderaciones, derivado de las modificaciones de la estructura del gasto familiar detectada por la correspondiente Encuesta de Presupuestos Familiares.

No obstante, se considera que dos de las modificaciones alteran significativamente la homogeneidad de las series. En concreto, las que hacen referencia a la eliminación de los precios de la vivienda en propiedad (alquileres imputados) en la nueva base y al nuevo tratamiento dado a los precios de los productos de estacionalidad más marcada, las frutas y las hortalizas. Para salvar estos problemas se han reconstruido series que se consideran más homogéneas, siguiendo para ello los criterios marcados en González et al. [1994].

Se subdivide el IPC para su estudio en los cinco componentes ya clásicos en el análisis de la inflación, agrupando los productos en función de su procedencia. Así, se consideran los componentes de alimentos sin elaborar (AS, que pondera el 11,9% en el IPC), alimentos elaborados (AE, 17,5%), energía (EN, 7,1%), bienes industriales no energéticos (BI, 32,9%) y servicios (SE, 30,6%). A priori, se renunció a datos anteriores a los de la base 1983. Las razones son de dos tipos: por un lado, la ruptura en los datos que siempre supone un cambio de base; por otro, los importantes cambios estructurales acaecidos en la economía española, que hacen que los determinantes de la formación de precios en España hayan cambiado sustancialmente, mereciendo mención especial a estos efectos la plena incorporación a la actual Unión Europea y el cambio de una situación de inflación estable de dos dígitos a una situación mucho más próxima a la estabilidad de precios. Incluso, abundando en esta segunda razón, y dado que nuestro interés se centraba en la estimación de los impactos de las modificaciones impositivas más recientes, se consideró que para que los modelos identificados se correspondieran en mayor medida con las pautas recientes de evolución de los precios, era conveniente elegir las series de precios una vez incorporados a Europa y habiendo ya asimilado la introducción del IVA. De este modo, se eligen series que comienzan en enero de 1987, terminando en junio de 1998, último dato disponible a la hora de proceder a la identificación de los modelos. La existencia de 138 observaciones es más que suficiente para obtener modelos de suficientes garantías.

Se renuncia a la identificación de un modelo para el componente de energía, ya que presenta un comportamiento determinístico. Los productos que mayor peso tienen dentro de EN son los carburantes. Su precio depende casi totalmente de tres factores: el impuesto establecido, la evolución del precio del petróleo y la cotización del dólar. Incluso tras el establecimiento del sistema de precios máximos, los precios de mercado se han separado escasamente de éstos, sin que se debilitara la relación con los componentes citados. Al modificarse el impuesto sobre hidrocarburos, el precio final se ve afectado en la misma cuantía. Alteraciones paralelas del precio del petróleo o de la cotización del dólar pueden enmascarar ese efecto del impuesto, pero no anularlo. Dicho de otro modo, esta técnica no añade nada al cálculo del impacto de las modificaciones impositivas en los precios. Ahora se ha sustituido el anterior sistema por la libre fijación de precios. Estamos, pues, ante un producto más, y en el futuro tendrá sentido la pregunta de si el precio del producto recoge totalmente o no las modificaciones de impuestos indirectos. Por otro lado, cabría preguntarse por los efectos indirectos, esto es, los observados en los precios de otros productos distintos de los propios carburantes. Esto es especialmente relevante en cuanto a las alteraciones de los impuestos que afectan al gasóleo de automoción. El peso de este producto en los gastos de consumo familiar, y por lo tanto en el IPC, es mínimo, pero dada su incidencia en el establecimiento de los precios del transporte, puede afectar de forma importante a la formación general de precios. Sin embargo, dichos efectos pueden diluirse mucho en el tiempo y resulta difícil identificar el agregado donde se produce el impacto inflacionista, por lo que es casi imposible evaluar estos efectos indirectos a través de esta técnica.

MODELOS UNIVARIANTES DE LOS COMPONENTES DEL IPC

Modelo para la serie de alimentos sin elaborar (AS)

$$(1-L)(1-L^{12}) \ln AS_t = -0.0262 L(1-L)(1-L^{12}) EENE93 + (1-0.3089 L^2)(1-0.7148 L^{12}) a_t$$

(0.0080)
(0.0856)
(0.0672)

Las cifras entre paréntesis debajo de cada coeficiente estimado se refieren a la desviación típica de cada estimador.

donde :

- *EENE93* es una variable escalón en enero de 1993
- Número de observaciones : 138 (enero 1987 a junio 1998)
- Número de residuos : 125 (marzo 1988 a junio 1998)
- Desviación típica de los residuos = 0.0088
- Estadístico Box-Pierce-Ljung de los residuos: $Q(14) = 10.1$, $Q(26) = 25.4$, $Q(38) = 31.2$
- Correlograma residual : no hay ningún retardo significativamente distinto de cero
- Raíces de los polinomios : todas fuera del círculo unidad
- Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0.08

Modelo para la serie de alimentos elaborados (AE)

$$(1-L)(1-L^{12}) \ln AE_t = -0.0036(1-L)(1-L^{12}) IENE91 + 0.0078(1-L)(1-L^{12}) EENE92 +$$

(0.0009)
(0.0013)

$$+ 0.0053(1-L)(1-L^{12}) EAGO92 + 0.0058(1-L)(1-L^{12}) EENE93 +$$

(0.0015)
(0.0015)

$$+ 0.0073(1-L)(1-L^{12}) EENE94 + (0.0111 + 0.0047L)(1-L)(1-L^{12}) EENE95 +$$

(0.0015)
(0.0016)
(0.0016)

$$+ (0.0057 + 0.0077L^4 + 0.0114L^{11})(1-L)(1-L^{12}) EAGO96 +$$

(0.0015)
(0.0015)
(0.0015)

$$+ \left(\frac{1-0.8410L^{12}}{1-0.6464L-0.1737L^2} \right) a_t$$

(0.0627)
(0.0937)
(0.0935)

donde :

- *EENE92*, *EAGO92*, *EENE93*, *EENE94*, *EENE95* y *EAGO96* son variables escalón en los correspondientes periodos
- *IENE91* es una variable impulso en enero de 1991
- Número de observaciones : 138 (enero 1987 a junio 1998)
- Número de residuos : 123 (mayo 1988 a junio 1998)
- Desviación típica de los residuos = 0.0017
- Estadístico Box-Pierce-Ljung de los residuos: $Q(14) = 14.7$, $Q(26) = 21.8$, $Q(38) = 29.0$
- Correlograma residual : el retardo 9 es significativamente distinto de cero
- Raíces de los polinomios : todas fuera del círculo unidad
- Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0.79

MODELOS UNIVARIANTES PARA LOS COMPONENTES DEL IPC (cont.)

Modelo para la serie de bienes industriales no energéticos (BI)

$$\begin{aligned}
 (1-L)(1-L^{12})\ln BI_t = & -0.0003 + (-0.0040 + 0.0029L)(1-L)(1-L^{12})EENE92 + \\
 & (0.0001) \quad (0.0011) \quad (0.0011) \\
 & 0.0035L(1-L)(1-L^{12})EAGO92 + 0.0031(1-L)(1-L^{12})ENOV92 + \\
 & (0.0011) \quad (0.0011) \\
 & 0.0049(1-L)(1-L^{12})EENE94 - 0.0024(1-L)(1-L^{12})IENE96 + \\
 & (0.0011) \quad (0.0007) \\
 & \left((1 - 0.8323L^{12}) / (1 - 0.3265L) \right) a_t, \\
 & (0.0575) \quad (0.0871)
 \end{aligned}$$

donde :

- EENE92, EAGO92, ENOV92 y EENE94 son variables escalón en los correspondientes periodos
- IENE96 es una variable impulso en enero de 1996
- Número de observaciones : 138 (enero 1987 a junio 1998)
- Número de residuos : 123 (mayo 1988 a junio 1998)
- Desviación típica de los residuos = 0.0011
- Estadístico Box-Pierce-Ljung de los residuos: $Q(14) = 19.4$, $Q(26) = 41.6$, $Q(38) = 48.4$
- Correlograma residual : los retardo 5 y 6 son significativamente distintos de cero
- Raíces de los polinomios : todas fuera del círculo unidad
- Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0.3!

Modelo para la serie de servicios sin alquileres (SE)

$$\begin{aligned}
 (1-L)(1-L^{12})\ln SE_t = & +0.0064(1-L)(1-L^{12})IENE89 - 0.0035(1-L)(1-L^{12})IENE90 + \\
 & (0.0010) \quad (0.0010) \\
 & +0.0136(1-L)(1-L^{12})EENE91 + (0.0105 + 0.0081L)(1-L)(1-L^{12})EENE92 + \\
 & (0.0014) \quad (0.0013) \quad (0.0012) \\
 & + (0.0029 + 0.0036L)(1-L)(1-L^{12})EAGO92 + 0.0071(1-L)(1-L^{12})EAGO94 + \\
 & (0.0012) \quad (0.0012) \quad (0.0012) \\
 & +0.0032(1-L)(1-L^{12})EENE95 + 0.0048(1-L)(1-L^{12})LAGO97 + \\
 & (0.0012) \quad (0.0011) \\
 & + (1 + 0.4534L^2)(1 - 0.2668L^2) a_t, \\
 & (0.0815) \quad (0.0828)
 \end{aligned}$$

donde :

- EENE91, EENE92, EAGO92, EAGO94 y EENE95 son variables escalón en los correspondientes periodos
- IENE89, IENE90 y LAGO97 son variables impulso en las correspondientes observaciones
- Número de observaciones : 138 (enero 1987 a junio 1998)
- Número de residuos : 124 (abril 1988 a junio 1998)
- Desviación típica de los residuos = 0.0017
- Estadístico Box-Pierce-Ljung de los residuos: $Q(14) = 18.9$, $Q(26) = 27.6$, $Q(38) = 36.9$
- Correlograma residual : el retardo 11 es significativamente distinto de cero
- Raíces de los polinomios : todas fuera del círculo unidad
- Correlación entre parámetros, en valor absoluto: todas inferiores a 0.44

Así pues, no se ha estimado el impacto de las modificaciones del Impuesto de Hidrocarburos. La limitación no pareció preocupante, ya que al haber cambiado el sistema de formación de precios, las conclusiones del pasado no serían extrapolables al futuro.

Para los otros cuatro componentes se identificaron y estimaron modelos ARIMA, que se recogen en el cuadro adjunto. Una vez realizado este trabajo se procedió a la habitual detección de valores anómalos. Algunas de las fechas que se detectaban guardan relación con las fechas en las que se produjeron las modificaciones de impuestos indirectos, que se reflejan en el cuadro 1. Dado el objeto de este trabajo, se introdujo en cada uno de los modelos ARIMA variables de intervención de tipo escalón que pudieran recoger el impacto de cada una de estas modificaciones. Se añadieron también otras intervenciones para corregir valores anómalos no relacionados con las alteraciones de impuestos, para que de este modo los parámetros estimados para las variables relevantes a nuestro caso no se vieran afectados por estos sucesos anómalos.

En el cuadro 2 se recogen los valores de los parámetros estimados, cuando los mismos han resultado ser estadísticamente significativos. Dado que se trabajó con transformaciones logarítmicas de las series, el valor de estos parámetros de las variables artificiales puede interpretarse directamente como la variación en el índice de precios correspondiente debida a la modificación de tipos impositivos. Al mismo tiempo, a través del conocimiento de la ponderación de cada uno de estos componentes, se puede llegar a estimar la repercusión en el IPC total, que asimismo figura en el cuadro 2.

A continuación se interpretan los resultados que se deducen del análisis de intervención realizado en cada uno de los modelos. El componente AS podría, según se indica en el cuadro 1, haberse visto afectado por las distintas modificaciones de tipos en el IVA. No obstante, el mayor consumo se concentra en los productos sometidos al tipo más bajo del IVA, el reducido antes de 1993 y el superreducido a partir de enero de 1993. Precisamente, es la introducción de este tipo la única que produce, en el modelo estimado, un impacto significativo, en este caso de reducción de los precios. La creación del nuevo tipo impositivo del 3%, frente al anterior del 6 %, produjo un descenso evaluado en 2,62% en AS, con un impacto estimado en el conjunto de precios de consumo negativo de tres décimas, algo superior, incluso, al efecto teórico estimado bajo el supuesto de repercusión íntegra de los cambios impositivos a los precios. La modificación se produjo en enero de 1993, detectándose su impacto con un mes de retraso.

El agregado de AE es, a priori, uno de los de más difícil análisis. Las modificaciones de los impuestos relacionados con el tabaco, la cerveza y el alcohol afectan directamente a los precios de productos implicados, consumidos tanto dentro como fuera del hogar, y, dado su escaso peso en la producción de otros productos, tienen una incidencia despreciable en el precio de otros productos. Las bebidas alcohólicas y el tabaco están incluidos en el agregado AE. El hecho de que en las mismas fechas se superpongan modificaciones de varios de los impuestos que afectan a estos productos, e incluso alteraciones del IVA, hace difícil asignar, a través de esta técnica, cuál es el impacto en los precios asociado con cada impuesto. Al introducir variables de tipo escalón para cada una de las fechas relacionadas en el cuadro 1, se observa que resultan significativas todas aquellas que coinciden con elevaciones de tipos en el impuesto de labores sobre el tabaco. Para confirmar que este es el impuesto dominante a la hora de explicar el impacto en precios, se ha construido una serie del mismo agregado, pero excluyendo el producto tabaco. Tras proceder a la identificación y correspondiente estimación del modelo ARIMA, se observa que ninguna de las variables artificiales relacionadas con las modificaciones impositivas estudiadas tienen un impacto estadísticamente significativo en los precios. Se confirma así que los efectos detectados en el agregado AE se pueden relacionar casi exclusivamente con las subidas del tabaco, cuya ponderación en el conjunto del agregado es muy elevada (9%).

CUADRO 1
PRINCIPALES MODIFICACIONES DE TIPOS IMPOSITIVOS EN LA IMPOSICIÓN INDIRECTA. 1992-1998.

<i>Fecha</i>	<i>Impuestos modificados (1)</i>	<i>Contenido abreviado de la modificación</i>	<i>Componentes IPC posiblemente afectados por la modificación (2)</i>
Ene-92	IVA	Tipo normal del 12 al 13%; incrementado del 33 al 28%	Todos
	H	Subida superior a la inflación prevista	EN
	T	Subida tipo ad valorem del 42 al 45,5%	AE
Ago-92	IVA	Tipo normal del 13 al 15%	Todos
Ene-93	IVA	Creación del tipo superreducido(3%); supresión del tipo incrementado	AS, BI
	T	Subida tipo ad valorem del 45,5 al 48,5%	AE
	A	Subida superior a la inflación prevista	AE
	C	Subida muy superior a la inflación prevista	AE
	M	Creación, en paralelo a la supresión del tipo incrementado del IVA	BI (3)
Ago-93	H	Subida superior a la inflación anual	EN
Ene-94	T	Subida tipo ad valorem del 48,5 al 49% y del específico de 3 a 7 Pts/cajetilla	AE
	A	Subida superior a la inflación prevista	AE
	C	Subida superior a la inflación prevista	AE
Ene-95	IVA	Subida de un punto en los tres tipos	Todos
	H	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	EN
	T	Subida tipo ad valorem del 49 al 50% y del específico de 7 a 8 Pts/cajetilla	AE
	A	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	AE
	C	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	AE
	M	Bajada de un punto en el tipo (13 al 12%)	BI (3)
Ene-96	H	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	EN
	T	Subida tipo ad valorem del 50 al 50,6% y del específico de 8 a 8,3 Pts/cajetilla	AE
	A	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	AE
	C	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	AE
Ago-96	T	Subida tipo ad valorem del 50,6 al 54% y del específico de 8,3 a 10 Pts/cajetilla	AE
	A	Subida superior a la inflación anual	AE
Ene-97	H	Subida sólo de gasolina 98 octanos	EN
	S	Creación, con tipo al 4%	SE
	C	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	AE
Ene-98	H	Actualización de tipos en base a la inflación prevista	EN
	S	Incremento del tipo, del 4 al 6%	SE
	E	Creación, sustituyendo al recargo sobre la tarifa eléctrica	-

- (1) IVA: Impuesto sobre el valor añadido. H: Impuesto sobre hidrocarburos. T: Impuesto sobre labores del tabaco
A: Impuesto sobre alcohol y bebidas derivadas. C: Impuesto sobre la cerveza. S: Impuesto sobre primas de seguro
M: Impuesto sobre determinados medios de transporte. E: Impuesto sobre la electricidad.
- (2) AS: alimentos sin elaborar. AE: alimentos elaborados. EN: energía.
BI: bienes industriales no energéticos. SE: servicios.
- (3) Efectos compensados por alteraciones paralelas del IVA

CUADRO 2

IMPACTO DE LOS CAMBIOS DE TIPOS IMPOSITIVOS EN LOS PRECIOS DE CONSUMO. 1992-1998.

<i>Fecha</i>	<i>Componente del IPC afectado (2)</i>	<i>Impuesto causante (1)</i>	<i>Impacto en el componente del IPC</i>	<i>Impacto en el IPC total</i>
ene-92	AE	T	0,78	0,14
	BI	IVA	-0,40; 0,29(3)	-0,04
	SE	IVA	1,05; 0,81(3)	0,32; 0,25
ago-92	AE	IVA	0,53	0,09
	BI	IVA	0,35 (3)	0,12
	SE	IVA	0,29; 0,36(3)	0,09; 0,11
ene-93	AS	IVA	-2,62(3)	-0,31
	AE	T	0,58	0,10
ene-94	AE	T	0,73	0,13
ene-95	AE	IVA, T, A, C	1,11; 0,47(3)	0,19; 0,08
	SE	IVA	0,32	0,10
ago-96	AE	T	0,57; 0,77(4); 1,14(5)	0,10; 0,13; 0,20

(1) IVA: Impuesto sobre el valor añadido. T: Impuesto sobre labores del tabaco
A: Impuesto sobre alcohol y bebidas derivadas. C: Impuesto sobre la cerveza.

(2) AS: alimentos sin elaborar. AE: alimentos elaborados.

BI: bienes industriales no energéticos. SE: servicios.

(3) Efecto retrasado 1 mes

(4) Efecto retrasado 4 meses

(5) Efecto retrasado 13 meses

Se concluye, pues, que ninguna de las modificaciones de los impuestos sobre la cerveza y el alcohol producen un impacto significativo en AE, y ello a pesar de que en algunas de las fechas estudiadas se produjeron elevaciones considerables de los tipos impositivos. La razón de este impacto despreciable es exclusivamente el escaso peso relativo de estos productos en la "cesta de la compra". No obstante, hay que advertir que, si bien este peso es escaso cuando se considera la compra de dichos artículos para consumo en el hogar, aumenta notablemente cuando se considera el consumo fuera del hogar. Sin embargo, la probable subida de estos precios se recoge en los apartados de hostelería. Así, la división del impacto de la subida entre componentes distintos del IPC dificulta notablemente la observación empírica de la cuantía de dicho impacto.

Más relevante, y a la vez algo sorprendente, resulta constatar la escasa entidad que se observa asociada a las alteraciones del IVA. El incremento de dos puntos en el tipo impositivo del IVA en agosto de 1992 da lugar a una variable de tipo escalón, significativa y con coeficiente estimado de 0,53%, en el modelo AE, que resulta no significativa en el agregado que elimina el tabaco. En efecto, el incremento del IVA produjo un aumento del 5% en el precio del tabaco (según el dato observado por el IPC).

De hecho, pues, este es un impacto asociable al IVA, que, sin embargo, no se manifiesta con igual fuerza en los otros productos del agregado.

En enero de 1992, cuando el tipo normal del IVA subió un punto porcentual, se obtiene una variable artificial cuyo coeficiente se corresponde con un impacto en el IPC total de 0,14 puntos, algo inferior al impacto teórico esperado por la subida de tipos en el impuesto que grava el tabaco, y también algo inferior a la repercusión que el propio IPC midió respecto a la subida del precio de este producto, que fue de 0,19 puntos. En consecuencia, se puede asociar esta variable únicamente con esa subida del tabaco.

En cuanto a las elevaciones de tipos de enero de 1995, que hay que recordar fueron acompañadas por una bajada en los tipos de cotización a la Seguridad Social, que también tendría un impacto, en este caso negativo, sobre los precios finales, se estima un valor de 1,11 puntos y un efecto retardado de 0,47 en el mes siguiente. Este fuerte impacto de 1,6 puntos, casi tres décimas en el IPC total, tiene varias causas. Por un lado, la subida del tabaco, que tuvo una repercusión de 0,17 puntos en el IPC. Por otro las subidas de los impuestos del alcohol y la cerveza, con repercusiones de menor entidad pero del mismo signo positivo. Además, la fuerte subida que, por estas fechas, experimentó el precio, antes de impuestos, del aceite de oliva, por causa de la sequía, tuvo una significativa repercusión alcista, aunque se diluyera mucho en el tiempo. Hay que recordar que, entre enero de 1994 y mayo de 1996, el precio de este producto llegó casi a duplicarse, con una repercusión alcista de hasta siete décimas en el IPC total, y que en los primeros meses de 1995 el proceso alcista estaba en pleno auge. Todavía habría explicar una parte del coeficiente de la variable artificial por la subida de tipos del IVA, con un impacto máximo de una décima en el IPC.

Por lo tanto, cabe interpretar, a la luz de estos resultados, que las alteraciones del IVA en 1992, por dos veces, y en 1995 tuvieron impacto escaso en los precios de los alimentos, o muy diluido en el tiempo. En cualquier caso, parece que el impacto real fue mucho menor que el teórico derivado de una traslación completa de costes a precios.

Como queda dicho, las intervenciones realizadas en el modelo AE vienen explicadas por las modificaciones al alza de los tipos impositivos que afectan al impuesto sobre labores del tabaco. Así, las intervenciones de enero de los años 1992, 1993, 1994 y 1995, junto con la de agosto de 1996 se relacionan con las subidas del tabaco. En general, los valores estimados de los coeficientes de las variables correspondientes resultan algo inferiores a las repercusiones que el propio IPC estima de las subidas del precio del tabaco en el agregado AE. Esto resulta lógico, pues la repetición de subidas impositivas en enero hace que el modelo identificado ya considere como estacional estas subidas, y sólo detecte valores anómalos para las subidas muy superiores a la media. Esto explica que la subida más leve de tipos que se produjo en enero de 1996 no haya dado lugar a una variable significativa. Una explicación separada merece la fuerte elevación de tipos de agosto de 1996. En un principio, y a diferencia de lo que había sucedido en las anteriores modificaciones legislativas, las compañías tabaqueras alteraron sólo el precio de algunos productos, por lo que no repercutieron de forma inmediata toda la subida de impuestos. La subida se fue produciendo de forma escalonada, y a la subida original se unieron las establecidas en diciembre de 1996 y en marzo y en septiembre de 1997. En esta última fecha, el alza del precio del tabaco explicaba hasta cuatro décimas de la tasa de inflación (variación anual del IPC) de la economía española, esto es, una quinta parte de la misma, cuando el producto representa sólo el 1,5%

de la cesta de la compra¹. Para todas las fechas señaladas se detectan variables artificiales con coeficientes significativamente distintos de cero, de valores similares a los de la repercusión del precio del tabaco, excepto para el mes de marzo de 1997. En esta fecha, la fuerte bajada del aceite de oliva, cuyo precio volvía prácticamente al nivel previo a las fuertes subidas ya mencionadas, contrarrestó en el agregado AE la subida del tabaco.

Resumiendo, a través del modelo univariante del agregado AE se detecta un impacto escaso, inferior al teórico esperado, de las distintas subidas del IVA, un efecto despreciable, como se podía esperar a priori, de las subidas de los impuestos del alcohol y la cerveza y se confirma el fuerte impacto que tiene en la inflación las subidas del impuesto del tabaco. A este respecto conviene hacer una apostilla de carácter técnico, consistente en afirmar que, dada la metodología de construcción del IPC, conforme más nos alejamos del año base, iguales variaciones del precio del tabaco van dando lugar a repercusiones en la tasa de inflación global cada vez más elevadas. La explicación es la siguiente:

La repercusión de un producto en la variación total del IPC se estima como:

$$\frac{I_{j,t+1} - I_{j,t}}{I_t} \cdot w_j$$

siendo $I_{j,t+1}$ = Índice de precios del producto j en el momento t+1
 $I_{j,t}$ = Índice de precios del producto j en el momento t
 I_t = Índice de Precios de Consumo en el momento t
 w_j = Peso del producto considerado en la cesta de la compra

que se puede escribir de la siguiente manera

$$R \left(\frac{I_{j,t+1}}{I_{j,t}} - 1 \right) \cdot w_j$$

siendo $R = \frac{I_{jt}}{I_t}$ la relación entre los precios o cociente de precios relativos.

Esto quiere decir que la repercusión del precio de un producto en la variación del IPC aumenta con la variación de su precio o con el cociente de precios relativos, dado que la ponderación es fija.

Desde 1992, año base del IPC, el precio del tabaco se ha incrementado notablemente por encima de la media, de tal forma que el nivel de su índice está alrededor del 187, cuando el del IPC general está en el 124. Así, la última subida fuerte de su precio, en septiembre de 1997, tuvo una repercusión de

1 En el momento de cerrar este informe se acaba de conocer el dato del IPC de septiembre de 1998. Como en el último año casi no se ha alterado el precio del producto (subió un 0,8%), se ha anulado prácticamente el impacto inflacionista de este producto. En otras palabras, la tasa de inflación actual (1,6%) es idéntica a la de un año antes si se elimina de la misma la repercusión de la subida del tabaco.

0,21 puntos en el IPC, cuando idéntica subida en enero de 1993 tuvo una repercusión de 0,15 puntos. A medida que el precio del tabaco siga subiendo por encima de la media, el efecto “precios relativos” tendrá cada vez una mayor incidencia.

La gran variabilidad de los precios de la alimentación hace dificultoso el cálculo de los impactos por la vía elegida. La dificultad de diagnóstico se reduce en los dos restantes componentes del IPC. Los servicios y bienes industriales no energéticos representan el 64% del IPC y, además, por su evolución menos volátil, constituyen el núcleo de referencia fundamental sobre el cual se analizan habitualmente las tendencias de fondo de los procesos inflacionistas en la mayoría de los estudios internacionales. Es lo que se suele denominar el “núcleo” de la inflación. Las conclusiones que se pueden obtener en relación, particularmente, al efecto de las subidas del IVA, son más claras y más aleccionadoras para el futuro.

El componente BI se podría ver a priori afectado por las modificaciones del IVA en 1992, 1993 y 1995 y por la creación, en 1993, y posterior modificación, en 1995, del Impuesto sobre determinados medios de transporte, que grava los automóviles. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la creación de este último impuesto en 1993 corrió paralela a la eliminación del tipo incrementado del IVA, siendo el automóvil el producto de mayor peso en el IPC afectado por dicha modificación, por lo que ambas modificaciones legislativas tienen un efecto a priori prácticamente compensado sobre el nivel de precios. Asimismo, la rebaja de un punto en el impuesto especial en enero de 1995 compensa la subida del tipo normal del IVA, por lo que la fiscalidad del automóvil no se modificó. Dado el fuerte peso que este producto tiene en el agregado de referencia (casi la sexta parte), hay que tener este hecho muy en consideración.

En el modelo estimado, aparece como significativamente distinto de cero el coeficiente de la variable asociada a la modificación del IVA de enero de 1992. El valor del coeficiente es negativo, de $-0,40$ puntos, y positivo de $0,29$ puntos con un retardo de un mes. Se puede interpretar que la rebaja de cinco puntos en el tipo incrementado se tradujo en una inmediata bajada de los productos afectados, en especial el automóvil, y en una subida algo más retrasada del resto de productos. En cualquier caso, destaca el hecho de que el impacto global es negativo, aunque con una repercusión escasa, de apenas cuatro centésimas, en el IPC. Una estimación del impacto teórico conjunto del alza del tipo normal y de la supresión del tipo agregado, bajo el supuesto de traslación total de las alteraciones al precio final, indica que el impacto en el agregado BI sería similar al estimado por el modelo, pero de signo positivo.

La subida de dos puntos en el tipo normal del IVA en agosto de 1992 da lugar a una variable con un coeficiente significativo de $+0,35$ puntos, retardado un mes, con un impacto estimado, pues, de una décima en el IPC. El hecho de que dicho impacto se retrase un mes cabe calificarlo como normal, máxime cuando la modificación se produjo en un periodo de escasa actividad. Sin embargo, resulta muy inferior al que se hubiera producido bajo el supuesto de traslado total de la subida impositiva a los precios finales. La demanda interna reflejaba ya síntomas claros de debilidad, que derivarían en una profunda recesión.

Por lo que se refiere a 1995, la modificación al alza de los tipos del IVA, que hay que recordar no afectó a la fiscalidad del automóvil y fue acompañada de una reducción de tipos de cotización a la Seguridad Social, se estima no significativa en el modelo considerado.

En cuanto al precio de los servicios, se puede considerar a priori afectado por las tres modificaciones del tipo normal del IVA efectuadas en el periodo considerado, así como por la creación y posterior revisión al alza del impuesto sobre primas de seguro y, como se ha explicado, por la subida de los impuestos del alcohol y la cerveza, a través de su repercusión en los precios de hostelería. Sin embargo, dado el escaso peso relativo de los seguros en los precios de consumo, cabe pensar a priori en su poca incidencia en el agregado SE. En efecto, no se detectan intervenciones significativas asociadas a este impuesto, ni tampoco ninguna explicada exclusivamente por el alcohol y la cerveza. Analicemos, pues, lo que pasa con el IVA. La dificultad en el análisis de este agregado de precios estriba en que en los dos o tres primeros meses del año se concentra una parte muy importante de las subidas de precios, bien ligadas a decisiones respecto a los precios fijados por la administración o bien por la propia costumbre de actualizar los precios en el comienzo del ejercicio. Así, las subidas de impuestos en enero aparecen mezcladas con otras circunstancias, siendo difícil de separar las causas. Por ejemplo, en el modelo estimado, ha habido que estimar variables artificiales fechadas en los meses de enero de 1989, 1990 y 1991, en los que no se produjeron modificaciones generales de impuestos.

Esta dificultad aparece a la hora de interpretar los efectos de la subida del IVA en 1992. La variable estimada arroja coeficientes significativos de +1,05 para enero y +0,81 para febrero, con una repercusión total estimada en el IPC de alrededor de 6 décimas. En esas fechas se produjeron fuertes subidas de algunos precios regulados que añadir al efecto producido por la subida del IVA. Aunque se pudiera considerar que, en especial en aquellos mercados de ámbito geográfico más reducido, se hubiera podido aprovechar el efecto psicológico de la subida del IVA para subir los precios por encima de la subida de costes, no se podría considerar achacable a la modificación legal más que la traslación de su impacto teórico, que, por lo que se refiere a estos productos, sería del orden de un cuarto de punto de impacto en el IPC global.

En agosto de 1992, el efecto de la subida del tipo normal en dos puntos porcentuales se capta a través de una variable que arroja coeficientes de +0,29 y +0,36 (retrasado un mes). El efecto en el IPC se puede evaluar en dos décimas, cuando una medida de su impacto teórico estaría cercana al medio punto. En enero de 1995, también se detecta una variable, que cabe asociar con el alza de un punto porcentual en tipo del IVA, cuyo impacto en el agregado es de 0,32 puntos y de una décima en el IPC global, algo menos de la mitad del impacto teórico estimado.

Agregando los impactos evaluados componente a componente, y teniendo en cuenta que se obvia el impacto de las subidas del IVA en los productos energéticos, se llegaría a la conclusión de que las modificaciones del IVA² han tenido el siguiente impacto en los precios de consumo: impacto positivo en los precios de consumo de dos, cuatro y dos décimas en enero de 1992, agosto de 1992 y enero de 1995, respectivamente, y un impacto negativo de tres décimas en enero de 1993. Si se añade una estimación del impacto que las subidas del IVA tienen en los precios energéticos, se podría subir a un cuarto de

2 Se incluyen las medidas compensatorias relacionadas con el Impuesto sobre determinados medios de transporte.

punto el efecto en enero de 1992 y 1995 y a medio punto en agosto de 1992. Estos impactos estimados a través de esta técnica se podrían comparar con los teóricos que se habrían producido bajo el supuesto de traslado íntegro de las subidas impositivas a precios, que habrían sido aproximadamente de +0.35, +1.15, -0.20 y +0.80 en enero de 1992, agosto de 1992, enero de 1993 y enero de 1995.

4. CONCLUSIONES

Para calcular el impacto inflacionista de las modificaciones de tipos en la imposición indirecta desde 1992, se ha procedido a identificar y estimar modelos ARIMA con análisis de intervención para los distintos agregados del IPC construidos en función del origen o procedencia de los productos. Se excluye el componente energético por dos tipos de razones: la serie de precios tiene un carácter puramente determinístico y, en el periodo considerado, el sistema de fijación de precios propiciaba una traslación exacta del incremento impositivo al precio final. Esta situación, además, no permitía sacar conclusiones respecto a futuros impactos de modificaciones en el impuesto de hidrocarburos en un sistema de precios libres como el que comienza a regir actualmente.

La técnica utilizada tiene problemas a la hora de identificar los valores asociados a momentos concretos del tiempo con las circunstancias económicas que generan esos valores. No obstante, permite evaluar impactos realmente producidos en los precios, frente a otras técnicas que suministran impactos teóricos bajo determinados supuestos, muchos de ellos muy restrictivos.

Los resultados de los modelos confirman algunas cuestiones conocidas a priori. Las modificaciones de los impuestos sobre el alcohol, la cerveza y las primas de seguro tienen efectos inflacionistas muy escasos, debido al reducido peso en la función de consumo familiar de los productos directa o indirectamente afectados. Por el contrario, las subidas del impuesto sobre labores del tabaco han tenido un impacto inmediato y relativamente elevado en los precios. Sólo se produjo un efecto retardado en la última modificación de agosto de 1996. Además, conforme el precio de este producto continúe subiendo a ritmos superiores a la media de productos de consumo, la repercusión inflacionista de idénticas subidas impositivas irá siendo cada vez mayor.

Las conclusiones más difíciles de obtener, pero, al mismo tiempo, las de mayor utilidad, hacen referencia al impacto de las últimas modificaciones del IVA. Los resultados son bastante concluyentes a la hora de afirmar que, cuando las modificaciones han consistido en rebajas de tipos impositivos, se ha producido un traslado inmediato e íntegro en forma de bajadas de precios, mientras que, cuando las modificaciones fueron alcistas, el traslado a precios o bien se diluyó mucho en el tiempo o bien no se produjo íntegramente.

De entre las distintas subidas de tipos de IVA, se ha detectado una repercusión prácticamente íntegra a los precios en la que se produjo en enero de 1992. Por el contrario, en agosto de 1992 y enero de 1995 el impacto inflacionista detectado es bastante inferior al que se hubiera producido bajo el supuesto de traslado íntegro a los precios.

Este distinto comportamiento puede estar sujeto a distintas interpretaciones. Una de ellas puede ser la de la incidencia de la posición cíclica de la economía. En enero de 1992, la demanda nacional todavía crecía a tasas superiores al 3%. Sin embargo, en el verano del mismo año ya se había iniciado el fuerte debilitamiento de la demanda que conduciría a una profunda recesión. Por lo que se refiere a la última modificación, en enero de 1995, a finales de 1994 parecía que la recuperación de la economía que comenzara un año antes era sólida. Pero la crisis de confianza que siguió a los problemas de algunos mercados financieros (“el tequilazo”), junto con el elevado nivel alcanzado por los tipos de interés, hizo que, a comienzos de 1995, la economía comenzara a debilitarse, iniciándose una nueva desaceleración de la economía española y europea. Además, la subida del IVA en enero de 1995 vino acompañada de una bajada de los tipos de cotización a la Seguridad Social que pudo contribuir a reducir su efecto inflacionista.

Por otro lado, es evidente que la salida de la fuerte recesión de 1992-1993 se apoyó en gran medida en la mayor apertura al exterior de las empresas españolas, que han ganado importantes cuotas de mercado en estos últimos años. El aumento del tamaño de los sectores expuestos a la competencia corre paralelo a la dificultad de trasladar los incrementos de costes a precios. Esta reflexión lleva a considerar que, en algunas de las fechas mencionadas, las empresas fueron incapaces de repercutir en el precio algunas de las subidas de impuestos, pero ello se tradujo en una merma pasajera de los márgenes empresariales en momentos particularmente difíciles.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Burgos, J.; Ruiz, H. y Taguas, D. (1992): “Una evaluación del impacto económico de la modificación de los tipos de la imposición indirecta”. Dirección General de Planificación. *Documento de trabajo 92003*.
- González, L.; Sánchez, A. y Taguas, D. (1995): “La influencia del cambio de base del IPC en la medición y análisis de la inflación”. *Información Comercial Española nº 739*.
- Lasheras, M.A.; de Lecea, Antonio y Monés, M.A. (1988): “Modelo IINDIO: metodología y aplicaciones”. *Hacienda Pública Española nº 113*.
- Salas, R. y Vilches, G. (1995): “Incidencia de variables fiscales y no fiscales en el proceso de formación de precios y salarios”. Instituto de Estudios Fiscales. *Papeles de trabajo nº 13/95*