

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

**Incidencia de la amnistía fiscal de 1991 en
el cumplimiento a largo plazo en el IRPF**

**Julio López Laborda
Fernando Rodrigo Sauco**

EEE 106

Junio 2001



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

Incidencia de la amnistía fiscal de 1991 en el cumplimiento a largo plazo en el IRPF

Julio López Laborda (julio.lopez @posta.unizar.es)

Fernando Rodrigo Sauco (frodrigo @posta.unizar.es)

Departamento de Economía Pública, Universidad de Zaragoza, Gran Vía, 2, 50005-Zaragoza

RESUMEN: Este trabajo pretende evaluar el impacto a largo plazo sobre la recaudación del IRPF de las medidas de amnistía concedidas en 1991, en el marco de la reforma del Impuesto de 1989-1991. A tal fin, se combina la utilización de técnicas de series temporales con los métodos de detección de *outliers* y el test propuesto por Bai y Perron (1998) para la estimación endógena de rupturas estructurales.

El ejercicio realizado sobre la serie de recaudación mensual del IRPF entre 1979 y 1998 permite concluir que la amnistía no tuvo ningún efecto sobre la recaudación tributaria, ni a corto ni a largo plazo. En cambio, sí puede afirmarse el impacto permanente positivo provocado por las medidas legislativas y administrativas vinculadas a la reforma del IRPF iniciada en 1989.

PALABRAS CLAVE: IRPF, cumplimiento fiscal, amnistía, reforma tributaria.

CLASIFICACIÓN J.E.L.: H24, H31.

1. INTRODUCCIÓN

El fenómeno de la evasión tributaria está presente, con mayor o menor intensidad, en cualquier país del mundo. La existencia de un elevado nivel de fraude fiscal, que produce numerosas distorsiones sobre la eficiencia económica y lesiona el principio de equidad, exige la aplicación de medidas represivas o preventivas que persigan la mejora de los niveles de cumplimiento tributario.

La represión permanente del fraude, por medio de la actuación inspectora y judicial, en ocasiones se puede ver complementada por una amnistía fiscal que posibilite que los contribuyentes, durante un período delimitado, y a modo de segunda oportunidad, puedan pagar tributos evadidos en el pasado. Esta regularización voluntaria contempla normalmente una rebaja total o parcial de las sanciones habituales e, incluso, de los intereses devengados.

En las últimas décadas, numerosas administraciones, tanto de países desarrollados como no desarrollados, han establecido medidas de perdón fiscal. No obstante, la tipología de los programas ha sido muy variada ya que se han regulado tanto amnistías temporales como permanentes; en algunas experiencias se ha dejado participar a evasores ya descubiertos por la inspección, mientras que en otras esta posibilidad se ha prohibido expresamente; y, finalmente, en algunos países se han ofrecido amnistías por fraudes muy concretos y en otros se ha contemplado la totalidad de los impuestos vigentes.

Obviamente, la concesión de una amnistía fiscal no es una cuestión sencilla de defender, por la interrelación de numerosos factores, que mantienen la incógnita sobre sus posibles efectos. A sus ventajas aparentes, como pueden ser la recuperación relativamente rápida de pasivos fiscales o la incorporación de nuevos contribuyentes a las listas de hacienda, ha de contraponerse, por ejemplo, el temor por los efectos perniciosos que tales medidas puedan tener sobre los individuos normalmente honestos.

A pesar del frecuente uso que las administraciones han hecho de las amnistías fiscales, es todavía muy incipiente la literatura generada en torno a las mismas. Así, los

trabajos teóricos que analizan el impacto económico de los programas de regularización se plantean como una extensión de la modelización convencional de la decisión individual de evadir ingresos en la imposición sobre la renta, que fue introducida por Allingham y Sandmo (1972), y que se basa en esquemas de maximización de la utilidad esperada. La participación en una amnistía puede ser analizada por este tipo de esquemas, si entendemos que el individuo que regulariza no hace sino corregir su decisión primigenia de evadir. Los individuos regularizan su situación tributaria ya que, junto a la amnistía, han podido surgir cambios simultáneos en el escenario fiscal, como puede ser la expectativa de una política más represora en la lucha contra el fraude -Alm y Beck (1990) y (1991) y Stella (1991), Macho-Stadler, Olivella y Pérez (1993)-, una previsión de inmunidad ante la inspección a cambio de un pago fijo en la amnistía -Cassone y Marchese (1995) y Franzoni (1996)-, o una alteración en el nivel de ingresos del individuo -Andreoni (1991), Graetz y Wilde (1993) o Marceau y Mongrain (2000)-.

Este enfoque convencional es revisado por otros esquemas, como el de utilidad adaptativa -Malik y Schwab (1991)-, o la teoría prospectiva -Alm y Beck (1990)-. Ambos esquemas aportan explicaciones alternativas al comportamiento individual en situaciones de incertidumbre y a determinadas conductas observadas en las amnistías aplicadas en la experiencia internacional.

La vertiente empírica de este análisis económico ha valorado los resultados obtenidos en algunas experiencias a partir de la explotación de la información suministrada por bases de datos y estadísticas oficiales de distintas administraciones tributarias, o a partir de ejercicios econométricos que, o bien especifican modelos causales, o bien aplican métodos de series temporales. En otras ocasiones, la escasez de datos empíricos ha aconsejado la realización de experimentos de laboratorio en los que los participantes toman decisiones fiscales en presencia de una amnistía.

La citada investigación empírica se ha centrado fundamentalmente en tres aspectos: en primer lugar, una serie de trabajos ha destacado el papel que pueden jugar las amnistías fiscales a la hora de favorecer la transición a etapas tributarias de mayor persecución del fraude: Mikesell (1986), Parle y Hirlinger (1986), Uchitelle (1989), Alm, McKee y Beck (1990), Alm y Beck (1991); en segundo lugar, Fisher, Godderis y Young (1989) y Das-Gupta y Mookherjee (1995) han subrayado la escasa contribución

de las amnistías en la incorporación de nuevos contribuyentes; y, en tercer lugar, otro grupo de trabajos se ha preguntado acerca de la incidencia de las amnistías en el cumplimiento tributario a largo plazo: Alm, Mckee y Beck (1990), Pommerehne y Zweifel (1991), Alm y Beck (1993) y Das-Gupta y Mookherjee (1995).

En relación con este último punto, la literatura presenta una notable heterogeneidad tanto en la magnitud como en el signo estimado de estos efectos a largo plazo. En parte, esta heterogeneidad viene explicada por la difícil comparación de las experiencias analizadas.

En cualquier caso, no cabe duda de que las técnicas de series temporales -tal como demuestran Alm y Beck (1993) para la amnistía de Colorado de 1985- constituyen una herramienta útil y apropiada en la identificación de las consecuencias permanentes de las amnistías sobre el cumplimiento tributario.

En este grupo de trabajos se inserta la presente investigación. Su finalidad es evaluar el impacto a largo plazo sobre la recaudación del impuesto personal sobre la renta español (en adelante, IRPF) de las medidas de amnistía concedidas en 1991 con la reforma del impuesto de 1989-1991. A tal fin, se utilizan también las técnicas de series temporales, estimando modelos tanto univariantes (modelización ARIMA, Box Jenkins, 1976), como multivariantes (análisis de intervención, Box y Tiao, 1975).

El trabajo presenta varias aportaciones de interés. En primer lugar, se trata de la primera investigación sobre la materia realizada en España, y se suma al escaso número de trabajos existentes en la literatura en otros países.

Adicionalmente, en el ejercicio se introduce un instrumento econométrico novedoso, como es el test de Bai y Perron (1998), cuya aplicación, combinada con métodos de detección de observaciones atípicas -*outliers*-, nos sirve para reforzar la interpretación de los resultados conseguidos con las técnicas de series temporales. Nuestro trabajo, a través de la utilización conjunta de estos procedimientos e instrumentos, prueba que la citada amnistía no tuvo consecuencias ni a corto ni a largo plazo sobre el cumplimiento tributario posterior.

A partir de aquí, el trabajo se estructura de la siguiente forma. En la siguiente sección se describe brevemente el programa de regularización fiscal concedido en 1991, con motivo de la importante reforma experimentada por el IRPF. La tercera sección se dedica a la explicación de las técnicas utilizadas y del proceso seguido en el ejercicio econométrico y a la presentación de los resultados alcanzados en el mismo. Finalmente, en la sección de conclusiones, se realiza una valoración de estos resultados y se plantean posibles extensiones de la investigación.

2. REFORMA DEL IRPF Y AMNISTÍA FISCAL

En el proceso de transición hacia un régimen democrático, España introdujo, en 1979, en el marco de una extensa reforma fiscal, un moderno impuesto personal sobre la renta, de carácter sintético, con base extensiva, tarifa progresiva y deducciones personales e incentivadoras.

En sus más de veinte años de vigencia, el IRPF ha experimentado numerosas modificaciones. Probablemente, la de mayor importancia fue la que se llevó a cabo en el período 1989-1991, cuando el impuesto cambió su concepción de tributo familiar a tributo estrictamente individual, a consecuencia de una sentencia del Tribunal Constitucional Español de 1989. Esta reforma vino acompañada de un proceso de regularización -una auténtica amnistía fiscal-, cuyo objetivo era el afloramiento de rentas localizadas en activos opacos muy específicos.¹

En España, durante la década de los ochenta, el dinero negro se canalizó preferentemente a través de activos sin retención y no nominativos. La mayoría de estos activos era de carácter privado, aunque paradójicamente existía uno de carácter público: los Pagarés del Tesoro.

El mantenimiento de una situación en la que las propias Administraciones Públicas emitían títulos de bajo rendimiento a cambio de garantizar su total opacidad

¹ Ya en 1977 se había concedido una amnistía fiscal muy generosa para favorecer la aplicación de la reforma fiscal de la democracia. Por otra parte, en el sistema fiscal español existe un procedimiento de regularización permanente que permite al contribuyente el pago de impuestos pasados mediante una declaración complementaria, siempre que no

fiscal, suponía una contradicción con un sistema fiscal inspirado en el principio de igualdad, por lo que, con el propósito de dar fin a esta situación, se implementaron dos mecanismos de regularización.

Una primera vía estaba destinada a aquellos contribuyentes -individuos o sociedades- que tuvieran fondos colocados en Pagarés del Tesoro. El gobierno emitió otro activo, la Deuda Pública Especial, por la que podían ser canjeados los Pagarés. La rentabilidad nominal de la Deuda Pública Especial fue del 2 por 100 anual.

El fin de la opacidad no se podía realizar bruscamente, porque los titulares de los Pagarés habían invertido el dinero bajo la expectativa, creada por los propios poderes públicos, de que el interés percibido era neto de impuestos. Por ello, la suscripción del nuevo activo fue totalmente anónima, manteniendo la opacidad de sus titulares. La identidad de éstos sólo iba a ser conocida por la Administración en la fecha de amortización ordinaria de la Deuda Pública Especial: junio de 1997. Para esa fecha los evasores habrían conseguido la prescripción del fraude original.

El otro mecanismo de perdón se instrumentó a través de una vía ya existente en la legislación española: la regularización extemporánea por medio de una declaración complementaria. La novedad consistió en que a las declaraciones complementarias presentadas durante el período regulado no se les aplicaron intereses de demora, ni tampoco sanción alguna.

Junto a estos dos mecanismos, se puso en marcha un conjunto de reformas legislativas y determinadas actuaciones administrativas destinadas a incrementar el atractivo de la participación en la amnistía y a encarecer el coste futuro de la evasión.

El período de regularización abarcó los meses de junio a diciembre de 1991.

La participación en esta amnistía fue calificada oficialmente como masiva, pero si confrontamos estos datos con magnitudes tributarias relevantes, queda patente la modestia de los logros alcanzados. La recaudación por declaraciones complementarias supuso un 0,8 por 100 de la recaudación ordinaria, estimándose un afloramiento de un

haya habido un requerimiento administrativo previo. La regularización exige el pago de un recargo cuyo importe depende de la antigüedad del fraude.

0,24 por 100 del fraude acumulado en el IRPF. Por otra parte, la regularización de los Pagarés alcanzó al 63 por 100 de los títulos.

En cualquier caso, más que conocer algunas aproximaciones a los resultados inmediatos de estos procedimientos de regularización, nos interesa averiguar si la amnistía de 1991 tuvo algún efecto permanente -positivo o negativo- sobre el cumplimiento tributario en el IRPF. Este objetivo se aborda en la siguiente sección.

3. EFECTOS DE LA AMNISTÍA FISCAL DE 1991 SOBRE EL CUMPLIMIENTO TRIBUTARIO A LARGO PLAZO

3.1. Descripción de las técnicas utilizadas

Aunque una variable como la recaudación, en principio, puede verse afectada por un conjunto extenso de factores (controlados o no por las autoridades fiscales), nuestro trabajo pretende identificar y cuantificar las variaciones en la misma debidas a la regularización, es decir, el que podemos denominar “efecto-amnistía”. A priori, la amnistía podía tener efectos tanto positivos como negativos sobre las cifras recaudatorias. Es decir, podía incidir en las bases impositivas consignadas de dos formas distintas: positivamente, si conseguía una recuperación de rentas y contribuyentes, o negativamente, si acababa deteriorando el cumplimiento de los individuos que normalmente realizaban sus pagos fiscales.

La elección de las técnicas de series temporales para la identificación de los efectos a largo plazo de la amnistía española de 1991 está apoyada por varias razones. En primer lugar, tales técnicas permiten formular contrastes de hipótesis acerca de los posibles impactos de una determinada medida sobre el nivel o tendencia de una serie, en nuestro caso, la serie de recaudación real mensual por IRPF (1979-1998). Una ventaja adicional de esta elección es que permite trabajar con una economía informativa máxima, ya que la citada serie va a ser el único dato requerido por estos métodos. Esta serie comprende las suficientes observaciones, tanto en el período previo como en el posterior a la amnistía, hecho éste que permite aplicar con fiabilidad la metodología

Box-Jenkins y observar, tras su aplicación, un posible comportamiento diferenciado de las cifras recaudatorias.

Los métodos utilizados se pueden agrupar en dos grandes bloques, que se reflejan en el **gráfico 1**. El primero de estos bloques, que aparece en la parte superior del gráfico, está destinado a detectar y estimar el “efecto-amnistía” propiamente dicho. Cabe esperar que si el citado efecto está presente, la amnistía provoque una ruptura en la serie, observándose un comportamiento distinto de la recaudación antes y después de este suceso (H_0 : la amnistía rompe la serie).

[AQUÍ, GRÁFICO 1]

Para comprobar este hecho, se utiliza la metodología Box-Jenkins de estimación de modelos ARIMA. Esta estimación nos va a informar precisamente de la posible variación del modelo explicativo de la serie tras la amnistía. Si se observa tal variación, existe un primer indicio de que la amnistía causa una ruptura estructural en la serie. Otros dos instrumentos que servirán para contrastar este hecho van a ser la aplicación del test de Chow (1960) de permanencia estructural y la realización de un ejercicio de calidad predictiva, diseñado al efecto. Finalmente, en este primer bloque, se puede aplicar un análisis complementario, como es el de intervención, para evaluar la magnitud del hipotético “efecto-amnistía”.

Una vez completados los procedimientos anteriores y obtenidos los resultados pertinentes, se realiza una lectura conjunta de los mismos al objeto de formular explicaciones consistentes. Esta lectura global tiene el siguiente propósito: pudiera ocurrir que, tomando como referencia el período de regularización, no fuésemos capaces de explicar la recaudación posterior a la amnistía a través del modelo identificado en el período previo. Pero, también pudiera ocurrir que esta ruptura detectada estuviera mucho más vinculada, como de hecho se prueba, a otros sucesos acaecidos en la etapa analizada, distintos a la amnistía.

La detección de estos nuevos sucesos nos lleva a la aplicación del segundo bloque de instrumentos, que engloba los métodos de identificación de datos atípicos, o

outliers y el test propuesto por Bai y Perron (1998) para la estimación endógena de rupturas estructurales.

Finalmente, la aplicación reiterada de la metodología Box-Jenkins nos permitirá contrastar estas hipótesis alternativas de ruptura asociadas a los nuevos sucesos.

Pasamos, ahora, a describir sucintamente, y de forma secuenciada, cada uno de los instrumentos utilizados y los resultados alcanzados con los mismos.

3.2. Identificación y estimación del “efecto-amnistía” a través de métodos paramétricos de series temporales

A) Aplicación de la metodología Box-Jenkins a la serie de recaudación

Los métodos paramétricos de series temporales, o metodología Box-Jenkins univariante, parten de los movimientos pasados de una variable para predecir su comportamiento futuro. La estructura típica de los modelos identificados es la siguiente:

$$y_t = f(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) + u_t,$$

donde y_t es la serie cuyo comportamiento se analiza y u_t es una variable ruido blanco.

Esta metodología constituye un procedimiento iterativo cuyo objetivo es la determinación del modelo $ARIMA(p,d,q)$ x $ARIMA(P,D,Q)_s$ susceptible de haber generado la serie en cuestión, y que, por lo tanto, representa el comportamiento de la misma. Este procedimiento requiere que el modelo elegido supere cada una de las cuatro etapas propuestas por la metodología: identificación, estimación, diagnóstico y predicción de la serie temporal.²

²De forma muy resumida, comentamos las tres primeras etapas de este proceso de modelización. Un primer requisito es el de trabajar con procesos estocásticos estacionarios. Si no es así, se deben realizar transformaciones en la serie original, diferenciándola regularmente ($d=1$), y/o estacionalmente ($D=1$). Una vez realizadas estas transformaciones, se deben averiguar los posibles valores tanto de la parte regular del modelo (autorregresiva, p , y medias móviles, q) como de la parte estacional, en caso de que exista (autorregresiva, P , y medias móviles, Q). Para tal propósito, nos hemos de servir de las representaciones gráficas de la función de autocorrelación muestral (*FACM*) -correlograma- y de la función de autocorrelación parcial muestral (*FAPM*) de la variable transformada y su adecuación a alguno de los procesos teóricos conocidos. Con la determinación de todos los modelos susceptibles de generar la serie finaliza la

Hemos seleccionado tres períodos para el análisis: entre enero de 1979 y diciembre de 1998, que cubre todo el período de vigencia del IRPF; entre enero de 1979 y mayo de 1991, que es el período anterior a la concesión de la amnistía; y entre junio de 1991 y diciembre de 1998, que es el período posterior a la amnistía. Los procesos estocásticos seleccionados para cada uno de estos períodos son los siguientes:

-período global (1-79,12-98) $\rightarrow$ ARIMA(0,1,1)₁₂, con la inclusión de un término independiente:

$$(1 - L^{12})y_t = \mu + (1 - \Theta_1 L^{12})u_t \quad [1]$$

-período previo a la amnistía (1-79,5-91) $\rightarrow$ ARIMA(1,1,0)₁₂, con la inclusión de un término independiente:

$$(1 - \Phi_1 L^{12})(1 - L^{12})y_t = \mu + u_t \quad [2]$$

-período posterior a la amnistía: (6-91,12-98) $\rightarrow$ ARIMA(1,0,0)(0,1,1)₁₂:

$$(1 - \phi_1 L)(1 - L^{12})y_t = (1 - \Theta_1 L^{12}) \quad [3]$$

Estas especificaciones confirman, en definitiva, la existencia de estructuras estocásticas distintas para cada uno de los períodos analizados. Por lo tanto, el primero de los instrumentos de contraste de permanencia estructural en la serie de recaudación señalaría la presencia de una estructura temporal diferente para los períodos previo y posterior a la amnistía.

Planteamos seguidamente un contraste de cambio estructural, como es el test de Chow (1960), tomando como punto de referencia el momento de concesión de la amnistía.³ En nuestro caso, el valor de F es 10,39, superior al valor de tablas ($F_{\epsilon=0,05}(K, T-2K)=3$), por lo que se rechaza la hipótesis nula de estabilidad serial y se confirma

etapa de identificación. La siguiente etapa es la de estimación de los parámetros, utilizando procedimientos de máxima verosimilitud. Posteriormente, en la denominada etapa de diagnóstico o chequeo, se plantea la adecuación de los coeficientes y residuos generados por los procesos estimados. En el caso de que varias estructuras hubieran logrado superar cada una de estas fases, se lleva a cabo una elección de las mismas basándose, por ejemplo, en el cálculo de los estadísticos AIC y $SBIC$, que son los criterios de información más ampliamente utilizados en la selección de modelos.

³ Este test obliga a estimar los tres períodos seriales con el proceso estocástico identificado para el período global - estructura recogida en la expresión [1]- y, desde ahí, calcular la suma residual (SR) de cada uno de ellos. A partir de aquí, surge un estadístico F para el contraste de la hipótesis nula de ausencia de estabilidad estructural:

$$F = \frac{SR_{\text{período global}} - (SR_{\text{período previo}} + SR_{\text{período posterior}})}{(SR_{\text{período previo}} + SR_{\text{período posterior}})} \cdot \frac{T-2K}{K}, \text{ con distribución } F_{K, T-2K} \text{ y donde } T \text{ es el número de observaciones y } K \text{ el número de parámetros del modelo.}$$

también con este instrumento la existencia de series distintas en los períodos anterior y posterior a la concesión de la amnistía.

La última de las fases del método Box-Jenkins, centrada en la predicción de valores futuros de la serie a partir de la estructura ARIMA estimada, puede tener una interpretación orientada al objetivo que estamos persiguiendo. Si con el modelo estimado para el período preamnistía no somos capaces de predecir razonablemente bien la recaudación real observada posteriormente, podremos decir que siguen existiendo evidencias de ruptura estructural en la serie.

Pero antes de realizar este ejercicio predictivo es conveniente realizar un análisis de detección de las posibles observaciones atípicas *-outliers-* que, aunque presentes en la serie de estudio, son de un imposible conocimiento apriorístico.⁴ La detección de *outliers* y su tratamiento contribuye a mejorar la modelización serial, ya que estos sucesos externos desconocidos pueden alterar la estructura de los estadísticos utilizados habitualmente en la etapa de identificación y, aun cuando la referida identificación sea la adecuada, también pueden cambiar las estimaciones de los parámetros. Por otra parte, como señalan Chen, Liu y Hudak (1990), si se ajusta la presencia de *outliers* mejorará la calidad de las predicciones obtenidas.

Además, como posteriormente se detallará, la detección y especificación de estos atípicos en nuestro ejercicio puede contribuir a explicar determinados comportamientos de la recaudación y, desde ahí, favorecer la comprensión global de la evolución de la serie.

Los distintos tipos de *outliers* analizados por la literatura son básicamente los siguientes: en primer lugar, un *outlier* aditivo (*AO*) es un suceso, o efecto externo, que afecta a la serie en un solo instante temporal; un *outlier* innovacional (*IO*) es un suceso cuyo efecto se difunde de acuerdo al modelo ARIMA del proceso, por lo que afecta a cada una de las observaciones de la serie posteriores a la aparición de este suceso;

⁴ Dicho de otra forma, las series temporales frecuentemente se hallan influenciadas por sucesos externos que pueden incidir en el comportamiento normal de la misma. La existencia de estos sucesos se puede poner de manifiesto al observar datos alejados del comportamiento ordinario de la variable, aunque, en un primer momento, no sepamos la causa de ocurrencia de los mismos y, en consecuencia, tampoco su período de comienzo.

finalmente, un cambio en nivel (LS) es un suceso que tiene efectos permanentes sobre la serie una vez que ocurre (Aznar y Trívez, 1993)-.

Los *outliers* encontrados en los distintos períodos y su cuantificación y t -valor correspondientes son los que se detallan en la **tabla 1**. La detección de estos *outliers* se realiza a partir de un procedimiento iterativo propuesto por Chang y Tiao (1983).

[AQUÍ, TABLA 1]

Si ahora se estiman de nuevo los procesos ARIMA previamente seleccionados para cada uno de los períodos, pero introduciendo adicionalmente los *outliers* identificados, la capacidad explicativa de los modelos mejora, hecho éste que queda reflejado en las nuevas estimaciones de la desviación típica residual $-\hat{\sigma}_u$ - reflejadas en la **tabla 1**. Es decir, los modelos así estimados ganan notablemente en contenido informativo y, desde ahí, se pueden esperar unas predicciones más precisas.

Pues bien, una vez incorporados a la especificación del período anterior a la amnistía -expresión [2]- los *outliers* detectados en el mismo, el modelo resultante es el siguiente:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^5 w_{it} I_t^{t_0} + \sum_{i=1}^2 w_{it} I_t^{t_0} \frac{1}{(1 - \Phi_1 L^{12})(1 - L^{12})} + \frac{u_t}{(1 - \Phi_1 L^{12})(1 - L^{12})} \quad [4]$$

A partir de [4], se predice el período postamnistía. Para ello, se calculan tanto las predicciones puntuales óptimas realizadas para un período hacia delante, como el error asociado a esa predicción. Dicho error de predicción se define como:

$e_T(1) = y_{T+1} - y_T(1)$, donde $y_T(1)$ es la predicción serial efectuada desde el período T para el siguiente período, e y_{T+1} es el verdadero valor de la serie en $T+1$.

Para hallar las series de recaudación predicha y de errores de predicción con un horizonte temporal de un período, en nuestro ejercicio partimos de la estimación de [4], con base informativa hasta $T=149$ (mayo-1991) y predecimos la recaudación del período $T+1=150$. Repitiendo este ejercicio con $T=150, \dots, 239$, se obtienen la series buscadas.

De la inspección visual del **gráfico 2**, que recoge la serie de errores de predicción, parece inferirse, aunque no con excesiva rotundidad, que conforme se avanza en el tiempo aumenta el citado error y que, por lo tanto, se deteriora la calidad de las predicciones.

[AQUÍ, GRÁFICO 2]

Podemos utilizar algún indicador no paramétrico de calidad predictiva para confirmar con mayor precisión este deterioro progresivo del grado de exactitud de las predicciones. Una posible estimación de esta calidad predictiva podría venir dada por el cálculo de un error cuadrático medio, *ECM*, que vendría formulado por:

$$ECM = \frac{1}{H} \sum_{i=0}^{H-1} e_{T+i}^2(1), T = 149, \dots,$$

donde $e_{T+i}(1)$ es el error de predicción tal como se ha definido y H es un número arbitrario de observaciones que nos sirve de base para calcular este promedio (en este ejercicio, $H=12$). Si se realiza el cálculo de este indicador en diversos momentos del período predicho, se observa cómo sus últimas estimaciones posibles son sensiblemente superiores a las primeras. En concreto, el *ECM* de $T=(228, \dots, 239)$ supera al de $T=(149, \dots, 160)$ en un 201%.⁵

Por lo tanto, el ejercicio de predicción nos ofrece un nuevo indicio de no permanencia estructural, basado en la no adecuación del modelo estimado en el período previo a la amnistía para predecir lo que ocurre en el posterior.

⁵ Un indicador adicional de este deterioro progresivo de la capacidad del modelo preamnistía para explicar el período posterior, viene dado por la evolución del valor de la desviación típica estimada del ruido. La estimación del modelo con base informativa hasta mayo de 1991 presenta una desviación típica residual de $\hat{\sigma}_u = 64.098$, mientras que con base informativa hasta noviembre de 1998 la desviación típica residual aumenta a $\hat{\sigma}_u = 86.728$. El valor de $\hat{\sigma}_u^2$ desempeña un papel muy importante en la obtención de los intervalos de confianza de las predicciones, ya que es igual a la varianza estimada del error de predicción un período hacia delante. Con un nivel de significación prefijado ε , el intervalo de confianza de y_{T+1} se iguala a: $y_T(1) \pm N_{\varepsilon/2} \hat{\sigma}_u$. Por lo tanto, el contenido informativo de las

B) Aplicación del análisis de intervención

Si realizamos una recopilación de los resultados logrados hasta ahora, podríamos mantener que, si bien hemos identificado dos estructuras estocásticas distintas para los períodos previo y posterior a la concesión de la amnistía, no es menos cierto que todavía no tenemos pruebas econométricas concluyentes para atribuir esta ruptura estructural a la exclusiva presencia de la regularización.

En este sentido, y de modo complementario, el análisis de intervención constituye un nuevo enfoque para el estudio de los impactos de una amnistía.

Cuando describíamos el análisis de los *outliers*, señalábamos que su caracterización venía dada por el desconocimiento apriorístico que el analista tiene tanto de la causa, como del momento de aparición de estos sucesos externos. Por contra, el análisis de intervención permite evaluar el efecto de sucesos que también influyen sobre la serie temporal y cuyo momento de aparición es ahora conocido.

De esta forma, la intervención “amnistía” podría caracterizarse como un efecto aditivo sobre la recaudación tributaria, con posible comienzo en junio de 1991 y que, a priori, podría tener un signo tanto positivo como negativo, un comienzo más o menos brusco y una duración temporal o permanente. La falta de conocimiento acerca del perfil de este efecto exige que el mismo sea introducido en el modelo ARIMA estimado para el período global de recaudación -expresión [1]- atendiendo a distintas tipologías.

Los modelos de intervención pueden clasificarse en función del comienzo del efecto (brusco o gradual) y de la duración del mismo (permanente o temporal). La modelización se lleva a cabo básicamente a través de variables *dummy*, cuya interacción con otros parámetros da lugar a los distintos perfiles del impacto de la intervención (Aznar y Trívez, 1993).

Presentamos en la primera columna de la **tabla 2** las distintas modelizaciones con las que hemos probado el “efecto-amnistía” en este análisis de intervención y las estructuras estocásticas finalmente especificadas.

predicciones que se van efectuando a partir del modelo preamnistía disminuye con el paso del tiempo, al aumentar progresivamente la región de valores posibles.

[AQUÍ, TABLA 2]

En cualquiera de estos modelos, el impacto de la amnistía vendrá recogido por el coeficiente w_1 (correspondiente a la *dummy* asociada a la intervención) y que para los modelos I a IV se ha probado con una fecha de comienzo t_0 =junio 1991, julio 1991,..., diciembre 1991, es decir, cada uno de los meses del plazo legal fijado para la regularización. De esta forma recogemos la posibilidad de que el impacto de la amnistía pudiera empezar a actuar con cierto retardo.

Hemos incorporado un modelo V, que intenta recoger si la amnistía tuvo un efecto significativo aislado en alguno de los meses de concesión, y un modelo VI, que, debido a la forma de la variable *escalón* introducida, que toma valor 1 en los meses comprendidos entre junio y diciembre de 1991, y 0 en el resto, recoge si el impacto estuvo limitado a los siete meses que comprendía el período de regularización.

En la **tabla 2** también se muestran las estimaciones, bajo las distintas modelizaciones, de este coeficiente w_1 y los estadísticos t correspondientes. Como conclusión más relevante señalamos que en ninguno de los modelos hemos sido capaces de captar un “efecto amnistía” significativo (t -valor de w_1 siempre inferior a 2). Es más, si consideramos que a través del modelo V captamos impactos aislados en cada uno de los meses de concesión, ni siquiera podemos sostener que la amnistía tuvo un impacto momentáneo sobre los contribuyentes.

3.3 Lectura conjunta de los resultados obtenidos. Detección de efectos permanentes alternativos: análisis de *outliers* y aplicación del contraste de Bai y Perron

La obtención de los anteriores resultados, con implicaciones, a priori, contradictorias, nos obliga a formular una interpretación para los mismos que sea consistente.

Por un lado, una parte de los resultados nos lleva a afirmar que hay claros indicios de ruptura estructural en la serie de recaudación por IRPF. Pero no es menos

cierto que la ausencia de estabilidad estructural en la serie se debe traducir en la presencia de una variable ficticia, cuyo impacto en la serie sea permanente a partir de su aparición y que, en consecuencia, se pueda identificar como causa de la ruptura. Los resultados logrados con los modelos de intervención nos indican que tal variable no está presente en ninguno de los meses del período de regularización: el suceso “amnistía” no rompe la serie.

En realidad, los modelos de intervención nos están señalando que la amnistía ni siquiera repercutió en la recaudación de los meses afectados por el período de regularización. Por lo tanto, como una primera conclusión del ejercicio efectuado, parece no poder demostrarse que la regularización de 1991 tuviera algún impacto, positivo o negativo, sobre el cumplimiento tributario posterior en el IRPF.

La segunda implicación del ejercicio es que, ya que hemos descrito que la serie de recaudación no se comporta de la misma forma durante todo el período analizado, debemos encontrar ahora, para dar cierre al ejercicio, qué otros hechos han podido modificar significativamente el comportamiento de las cifras impositivas.

Los resultados obtenidos en el proceso de identificación de *outliers* pueden ser especialmente útiles en este nuevo intento explicativo. En concreto, la detección de determinados atípicos -*outliers* tipo *IO* - nos estaría indicando la presencia de sucesos que dejan un impacto permanente en la recaudación.

Si se observan, a través de la **tabla 1**, los *outliers* detectados en la estimación del período global considerado, queda revelada la presencia de un atípico tipo *IO* (innovacional) que, atendiendo al signo de su estimación y a su momento de aparición, tiene una repercusión positiva y permanente sobre la recaudación a partir de diciembre de 1989. El resto de *outliers* detectados, al ser del tipo *AO* (aditivo), sólo repercute sobre la recaudación en su mes de aparición.

A su vez, el procedimiento ideado por Bai y Perron (1998) puede suministrar evidencia adicional en este proceso de identificación. Estos autores elaboran un test que permite contrastar la presencia de rupturas estructurales en una serie y que informa del

período en que éstas aparecen. Los autores demuestran la consistencia de este método a la hora de estimar el número de rupturas y su fecha de aparición.

La estructura del test es la siguiente. En primer lugar, tomando todas las observaciones disponibles de la serie, y_t , se contrasta la existencia de un cambio estructural utilizando un test *sup-F*. Este test está basado en las diferencias existentes entre la sumas residuales de las siguientes regresiones:

regresión no restringida: $y_t = \mu + \delta DU_t + u_t$,

regresión restringida: $y_t = \mu + u_t$,

donde DU_t se iguala a 1 cuando t supera la fecha de ruptura y a cero en caso contrario. El estadístico F se calcula reiteradamente, probando con sucesivas fechas de ruptura. El estadístico F de mayor valor, calculado de esta forma, pasa a ser el *sup-F*. A partir de los valores tabulados por Bai y Perron, se determina, con un nivel de significatividad determinado, si ese valor del *sup-F* es indicativo de la existencia de una ruptura estructural o no. Una vez que se calcula una fecha de ruptura significativa, la serie entera se divide en los dos subperíodos resultantes y el procedimiento se aplica a cada uno de ellos. Si aparecen nuevas rupturas significativas, el proceso de subdivisión continúa hasta que ninguno de los subperíodos contenga puntos de corte adicionales.

La aplicación de este método a la serie global de recaudación por IRPF determina los resultados que aparecen en la **tabla 3**. Como se observa en esta tabla, este método detecta endógenamente hasta cuatro períodos distintos. Cada fase distinta está asociada a un cambio en la media de la serie. Si atendemos a la evolución de estos valores medios, vemos cómo el paso a una fase distinta está asociado siempre a la consecución de mayores recaudaciones.

[AQUÍ, TABLA 3]

La última de estas rupturas, acaecida en junio de 1990, puede tener una relación directa con el *outlier* innovacional detectado en diciembre de 1989. Este cambio recaudatorio identificado por ambos métodos puede estar más vinculado con la propia reforma fiscal del período 1989-1991 que con el “efecto-amnistía”, por varias razones.

En primer lugar, como ya hemos dicho, la reforma del IRPF sustituyó el anterior sistema de tributación familiar por un sistema de estricta tributación individual. Este cambio pudo tener un efecto no despreciable sobre la decisión de obtención de rentas por las mujeres casadas. La literatura ha encontrado una clara relación negativa entre los tipos impositivos marginales del IRPF y las tasas de participación femenina en el mercado laboral.⁶

Recientemente, Badenes (2000), siguiendo la metodología de Feldstein (1995), ha estimado los efectos de comportamiento de la reforma de 1989-1991, cuantificando las elasticidades de respuesta de la base imponible de los segundos perceptores de renta ante variaciones en el porcentaje de renta neto de impuestos. La importante magnitud que muestra la elasticidad puede apoyar la conexión entre la reforma del IRPF y el cambio de nivel observado en la recaudación del Impuesto entre finales de 1989 y mediados de 1990.⁷

Adicionalmente a este efecto incentivo, otros factores también pudieron contribuir a este impulso recaudatorio, como la intensificación de la actividad inspectora por parte de la administración tributaria durante 1989 y 1990, o el propio crecimiento de la renta gravada por el Impuesto, ya que no se puede olvidar que el ejercicio de 1989 y los siguientes corresponden a un período de fuerte crecimiento económico en España.

En conclusión, tanto el ejercicio de detección de *outliers* como la aplicación del test de Bai y Perron confluyen en señalar la transformación del IRPF acaecida en 1989 como un posible suceso causante de la ruptura serial. Por el contrario, el resto de puntos de corte seleccionados por el método de Bai y Perron (octubre de 1982 y enero de 1987) no encuentra un respaldo empírico similar en la detección de atípicos.⁸

⁶ Por ejemplo, García, González-Páramo y Zabalza (1989) estiman la elasticidad de la participación femenina respecto a las variaciones salariales en un valor de 1,6 y sitúan la elasticidad del número de horas ofrecidas en un valor del 1,9. Para Blanco (1992), estos valores serían, respectivamente, 2 y 2,8. Este último autor también calcula ambas elasticidades para los varones, siendo los valores correspondientes de 0,4 y 0,9, respectivamente.

⁷ En concreto, el valor que Badenes ofrece para esta elasticidad se sitúa en un rango de (1,17-2,09) para 1989, siendo las estimaciones progresivamente mayores cuando se calculan para los años posteriores. El primer ejercicio afectado por la reforma fue el de 1988, cuya declaración se presentó en noviembre de 1989.

⁸ No obstante, destacamos algunos factores que podrían estar detrás de estos otros dos saltos recaudatorios. En referencia al incremento de octubre de 1982, podríamos apuntar que el incremento de la recaudación vendría explicado, en primer lugar, por la ampliación de las bases impositivas a causa del crecimiento de renta; en segundo lugar, por el papel del efecto de la rémora fiscal; y, finalmente, por las sucesivas elevaciones en los tipos nominales de las tarifas en el trienio 1982-84. En cuanto a las ganancias recaudatorias permanentes de 1987 señalamos como causas posibles, en primer lugar, la repercusión positiva que sobre el IRPF tuvo la fase expansiva del ciclo económico

Estos resultados nos permiten formular una hipótesis alternativa de ruptura de la serie mensual de recaudación del IRPF: el cambio en el nivel de recaudación viene explicado por la reforma del IRPF iniciada en 1989. En el siguiente epígrafe volvemos, entonces, a la parte superior del **gráfico 1**, para contrastar esta nueva hipótesis con la metodología Box-Jenkins.

3.4. Contraste de la hipótesis alternativa: la reforma del IRPF como suceso explicativo de la ruptura serial

Tomando ahora como punto de corte de la serie el impacto recaudatorio detectado como *outlier* innovacional (diciembre 1989), nuestro primer objetivo es demostrar, basándonos en el procedimiento de estimación de modelos seriales, la presencia de dos estructuras distintas, antes y después de esa fecha.

En este caso, las estructuras especificadas y estimadas para cada uno de los dos nuevos subperíodos son las siguientes:

-período previo (1-79,11-89) $\rightarrow$ ARIMA(3,0,0)(0,1,1)₁₂, con la inclusión de un término independiente y ($\phi_1 = \phi_2 = 0$):

$$(1 - \phi_3 L^3)(1 - L^{12})y_t = \mu + (1 - \theta_1 L^{12})u_t \quad [5]$$

-período posterior (12-89,12-98) $\rightarrow$ ARIMA(0,1,1)₁₂:

$$(1 - L^{12})y_t = (1 - \theta_1 L^{12})u_t \quad [6]$$

Por lo tanto, la estimación de modelos seriales distintos es un primer indicio de la ruptura serial a partir de diciembre de 1989.

El test de Chow, aplicado a las nuevas submuestras recaudatorias, también evidencia esta falta de estabilidad serial. En efecto, en este caso el valor del estadístico

iniciada en España en 1986 y, en segundo lugar, la intensificación de la política administrativa contra el fraude, iniciada en 1985, basada en actuaciones selectivas sobre determinados individuos y sociedades.

F es $F=23,78 > F_{\varepsilon=0,05}(K,T-2K)=3$, por lo que se rechaza la hipótesis nula de permanencia estructural.

Y, en última instancia, la escasa adecuación de la predicción de la serie posterior, a partir de la modelización del período previo, también va a ser una prueba más de esta falta de permanencia estructural. Para ello, y tal como justificamos en el apartado anterior, incorporamos los nuevos *outliers* detectados en el primer período (**tabla 4**)- en la expresión [5], resultando la siguiente especificación:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^4 w_{it} I_t^{t_0} + \sum_{i=1}^3 w_{it} I_t^{t_0} \frac{(1 - \Theta_1 L^{12})}{(1 - \phi_3 L^3)(1 - L^{12})} + \frac{(1 - \Theta_1 L^{12}) u_t}{(1 - \phi_3 L^3)(1 - L^{12})} \quad [7]$$

[AQUÍ, TABLA 4]

A partir de [7], se procede a predecir el período posterior, y se vuelven a calcular las series de predicciones puntuales óptimas realizadas para un período hacia delante - desde $T=131$ (noviembre 1989)-, y de los errores predictivos con horizonte temporal de un período. La representación gráfica de la serie de errores se muestra en el **gráfico 3**.

[AQUÍ, GRÁFICO 3]

Para evaluar la adecuación predictiva de una forma más precisa de la que se deriva de la inspección visual del **gráfico 3**, aportamos el cálculo del *ECM*. En esta ocasión, el *ECM*, teniendo en cuenta el nuevo período predicho, vendrá formulado por:

$$ECM = \frac{1}{H} \sum_{i=0}^{H-1} e_{T+i}^2(1), T = 131, \dots,$$

El *ECM* de las últimas predicciones - $T=(228, \dots, 239)$ - supera al de las primeras - $T=(131, \dots, 142)$ - en un 156%, confirmándose el deterioro progresivo del grado de exactitud predictiva del modelo previo.⁹ En consecuencia, desde esta perspectiva predictiva también se estaría señalando la falta de estabilidad en la serie cuando el punto de referencia se sitúa en diciembre de 1989.

⁹ Por otra parte, la estimación del modelo con base informativa hasta noviembre de 1989 tiene una desviación típica residual de $\hat{\sigma}_u = 57.638$, y con base informativa hasta noviembre de 1998 este valor aumenta a $\hat{\sigma}_u = 91.544$. El

Pero, ¿es la reforma del IRPF la causa de esta ruptura? Dicho de otra forma, y haciendo uso del análisis de intervención, si ahora modelizamos esta reforma como un suceso que provoca efectos permanentes en la serie, ¿es significativa su estimación?

Para dar respuesta a este nuevo interrogante, hemos introducido, en el proceso ARIMA representativo de la serie global -expresión [1]-, dos posibles formalizaciones del hipotético efecto permanente asociado a la citada reforma (con comienzo brusco o gradual en diciembre de 1989), y hemos estimado las nuevas expresiones. Las estimaciones surgidas son las siguientes:

$$(1 - L^{12})yt = \underset{\substack{10108 \\ (2,58)}}{\mu} + (1 - \underset{\substack{0,52 \\ (8,91)}}{\Theta_1} L^{12})u_t + \underset{\substack{70188 \\ (2,45)}}{w_1} (1 - L^{12})S_t^{t_0} \quad [8]$$

$$(1 - \underset{\substack{-0,73 \\ (-3,06)}}{\delta} L)(1 - L^{12})yt = \underset{\substack{15573 \\ (2,15)}}{\mu} + (1 - \delta L)(1 - \underset{\substack{0,52 \\ (8,88)}}{\Theta_1} L^{12})u_t + \underset{\substack{155170 \\ (3,31)}}{w_1} (1 - L^{12})S_t^{t_0} \quad [9]$$

En ambas estimaciones, el efecto permanente resulta positivo y significativo -coeficiente w_1 -. Mientras que en la expresión [8] el efecto aditivo de la reforma sobre la recaudación ha sido modelizado suponiendo que la citada reforma conlleva un aumento recaudatorio permanente a partir de diciembre de 1989, cuantificado en un $w_1=70.188$, la expresión [9] modeliza un impacto recaudatorio que en diciembre de 1989 se cuantifica en $w_1=155.170$, pero que sufre oscilaciones y finalmente se estabiliza en un valor de $w^*=w_1(1/1-\delta)=89.528$.

Presentados estos últimos resultados, todo parece indicar que hemos encontrado evidencia suficiente para validar la hipótesis de que fue la reforma del IRPF de 1989-1991 la que posiblemente motivó la ruptura estructural de la serie de recaudación por IRPF: el comportamiento recaudatorio es distinto, antes y después del inicio de esta reforma, tal como ha demostrado el procedimiento de identificación de modelos seriales, y la presencia de este comportamiento diferente queda explicada por el impacto positivo que introdujo la reforma sobre las cifras de recaudación.

aumento, con el paso del tiempo, de $\hat{\sigma}_u$ equivale a la pérdida de la capacidad informativa de las predicciones efectuadas a partir del modelo previo.

4.-CONSIDERACIONES FINALES

El objetivo de este trabajo ha consistido en la detección de los hipotéticos efectos permanentes sobre el cumplimiento posterior en el IRPF asociados a la regularización fiscal española de 1991. La economía informativa con la que trabajan los métodos de series temporales y la adecuación de algunos de sus procedimientos e instrumentos al objetivo planteado, justifican su aplicación en nuestro ejercicio.

Los primeros resultados obtenidos con la aplicación de la metodología Box-Jenkins, que confirman la ausencia de permanencia estructural en la citada serie, son indicativos de que, en el período analizado, se halla presente algún suceso que ha contribuido a alterar su comportamiento, introduciendo efectos permanentes sobre la variable recaudatoria.

A su vez, el análisis de intervención nos señala que tal suceso no está relacionado con la concesión de la amnistía fiscal de 1991. Este análisis no atribuye a la regularización efecto recaudatorio alguno, ni a corto, ni a largo plazo.

La identificación del verdadero origen de la ruptura serial se ha apoyado en la evidencia empírica suministrada por la utilización del contraste diseñado por Bai y Perron y por la detección de los *outliers* del proceso estocástico generador de la recaudación. Ambos métodos coinciden en señalar la propia reforma del IRPF de 1989-1991 como un posible hecho causante de *shocks* permanentes. La repetición del ejercicio de modelización de series temporales y del análisis de intervención ratifican que esta reforma introdujo un impulso positivo y duradero sobre la serie de recaudación (al que también pudo contribuir otra serie de factores económicos y de gestión administrativa), que motivó la falta de estabilidad observada en las modelizaciones.

Nuestros resultados acerca de los efectos sobre el cumplimiento a largo plazo causados por el procedimiento de regularización de 1991 se sitúan en la línea de los obtenidos en el trabajo de Alm y Beck (1993), al sostener la falta de incidencia de este tipo de medidas sobre las cifras de recaudación impositiva.

La neutralidad de la amnistía en cuanto a sus efectos puede tener dos posibles explicaciones igualmente válidas: en primer lugar, que el “efecto-amnistía” no sea

significativo porque tampoco lo fueron las cifras finales del proceso de regularización, por lo que no cabría esperar una alteración en el comportamiento habitual de los contribuyentes; y, en segundo lugar, que las medidas de soporte del proceso, orientadas a reforzar la lucha contra el fraude posterior, actuaran como contrapeso positivo a los posibles efectos negativos de la amnistía. Si ésta es la explicación final, no parece fácil la tarea de aislar y evaluar los efectos separados de la amnistía y de las medidas de soporte.

Podríamos señalar que, en este caso concreto, la virtualidad de la regularización residiría, finalmente, en su capacidad para dar término a un refugio del dinero negro sostenido por los propios poderes públicos y en razones extrafiscales, ya que la reducida rentabilidad que se fijó sobre la Deuda Pública Especial contribuyó, sin duda, a un ahorro en el pago de intereses y, desde ahí, a una disminución del déficit de caja no financiero del Estado.

Una obvia extensión de este trabajo consiste en contrastar sus resultados con los derivados de un modelo causal que, en línea con el desarrollado por Das-Gupta y Mookherjee (1995), explique la recaudación en el IRPF a partir de un conjunto de variables, entre las que se encuentre la concesión de la amnistía y los cambios derivados del proceso de reforma del Impuesto.

REFERENCIAS

Agencia Estatal de Administración Tributaria, Servicio de Auditoría Interna (1979-1998): *Informe mensual de recaudación tributaria*, varios meses, Madrid.

Allingham, M. G. y A. Sandmo (1972): "Income Tax Evasion: a Theoretical Analysis", *Journal of Public Economics*, Vol. 1, pp. 323-338.

Alm, J. y W. Beck (1990): "Tax Amnesties and Tax Revenues", *Public Finance Quarterly*, Vol.108, pp. 433-453.

Alm, J. y W. Beck (1991): "Wiping the Slate Clean: Individual Response to State Tax Amnesties", *Southern Economic Journal*, Vol. 57, pp. 1043-1053.

Alm, J. y W. Beck (1993): "Tax Amnesties and Compliance in the Long Run: A Times Series Analysis", *National Tax Journal*, Vol. 46, pp. 53-60.

Alm, J., M. McKee y W. Beck (1990): "Amazing Grace: Tax Amnesties and Compliance", *National Tax Journal*, Vol. 43, pp. 23-37.

Andreoni, J. (1991): "The Desirebality of a Permanent Tax Amnesty", *Journal of Public Economics*, Vol. 45, pp. 143-59.

Aznar, A. y J. Trívez (1993): *Métodos de predicción en economía*, Vol. II, Barcelona: Ariel.

Badenes, N. (2000): *IRPF, eficiencia y equidad: tres ejercicios de microsimulación*, tesis doctoral, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid.

Bai, J. y P. Perron (1998): "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, N° 66, pp. 47-78.

Box, G. E. P. y G. M. Jenkins (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 2ª ed., San Francisco: Holden-Day.

Box, G. E. P. y G. C. Tiao (1975): “Intervention Analysis with Applications to Economics and Environmental Problems”, *Journal of the American Statistical Association*, N° 70, pp. 70-79.

Blanco, J. (1992): “Los efectos del seguro de desempleo sobre la actividad laboral y las horas trabajadas”, *Moneda y Crédito*, 195, pp. 283-328.

Cassone A. y C. Marchese (1995): “Tax Amnesties as Special Sales Offers: The Italian Experience”, *Public Finance*, Vol. 50, pp. 51-66.

Chang, I., G. C. Tiao (1983): “Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers”, Technical Report 8, University of Chicago. Statistics Research Center.

Chen, C., L. M. Liu y G. B. Hudak (1990): *Outliers Detection and Adjustement in Time Series Modeling and Forecasting*, Working Paper Series, Scientific Computing Associates.

Chow, G. (1960): “Test of Inequality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”, *Econometrica* 28, pp. 591-605.

Das-Gupta, A. y D. Mookherjee (1995): “Tax Amnesties in India: an Empirical Evaluation”, Institute for Economic Development, *Discussion Paper Series*, N° 53, Boston University.

Feldstein, M. (1995): “The effect of marginal tax rates in taxable income: a panel study of the 1986 tax reform act”, *Journal of Political Economy*, N° 103, pp. 551-572.

Fisher, R. C., J. H. Goddeeris y J. C. Young (1989): “Participation in Tax Amnesties: The Individual Income Tax”, *National Tax Journal*, Vol. 42. pp. 15-27.

Franzoni, L. A. (1996): “Punishment and Grace: On the Economics of Tax Amnesties”, *Public Finance*, Vol. 51, pp. 353-368.

García, J., J. M. González-Páramo y A. Zabalza (1989): “Una aproximación al coste de eficiencia de la tributación familiar en España”, *Moneda y Crédito*, N° 188, pp. 211-237.

Graetz, M. J. y L. L. Wilde (1993): “The Decision by Strategic Nonfilers to Participate in Income Tax Amnesties”, *International Review of Law and Economics*, N° 13, pp. 271-283.

Macho-Stadler, I., P. Olivella y D. Pérez (1993): *Tax Amnesties in a Dynamic Model of Tax Evasion*, Papeles de Trabajo, N° 247.94, Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona.

Malik, A. S. y R. M. Schwab (1991): “The Economics of Tax Amnesties”, *Journal of Public Economics*, Vol. 46, pp. 29-49.

Marceau, N. y S. Mongrain (2000): “Amnesties and Co-operation”, *International Tax and Public Finance*, Vol. 7, pp. 259-273.

Mikesell, J. L. (1986): “Amnesties for State Tax Evaders: The Nature of and Response to Recent Programs”, *National Tax Journal*, Vol. 39, pp. 507-525.

Parle, W. M. y M. W. Hirlinger (1986): “Evaluating the Use of Tax Amnesty by State Governments”, *Public Administration Review*, Vol. 46, pp. 246-255.

Pommerehne, W. y P. Zweifel (1991): “Success of Tax Amnesty: at the Polls, for the Fisc?”, *Public Choice*, Vol. 72, pp. 131-165.

Stella, P. (1991): “An Economic Analysis of Tax Amnesties”, *Journal of Public Economics*, Vol. 46, pp. 383-400.

Uchitelle, E. (1989): “The Effectiveness of Tax Amnesties Programs in Selected Countries”, *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 14. pp. 48-53.

Gráfico 1. Esquema general del ejercicio econométrico planteado

Serie utilizada: recaudación mensual por IRPF (1979-1998)

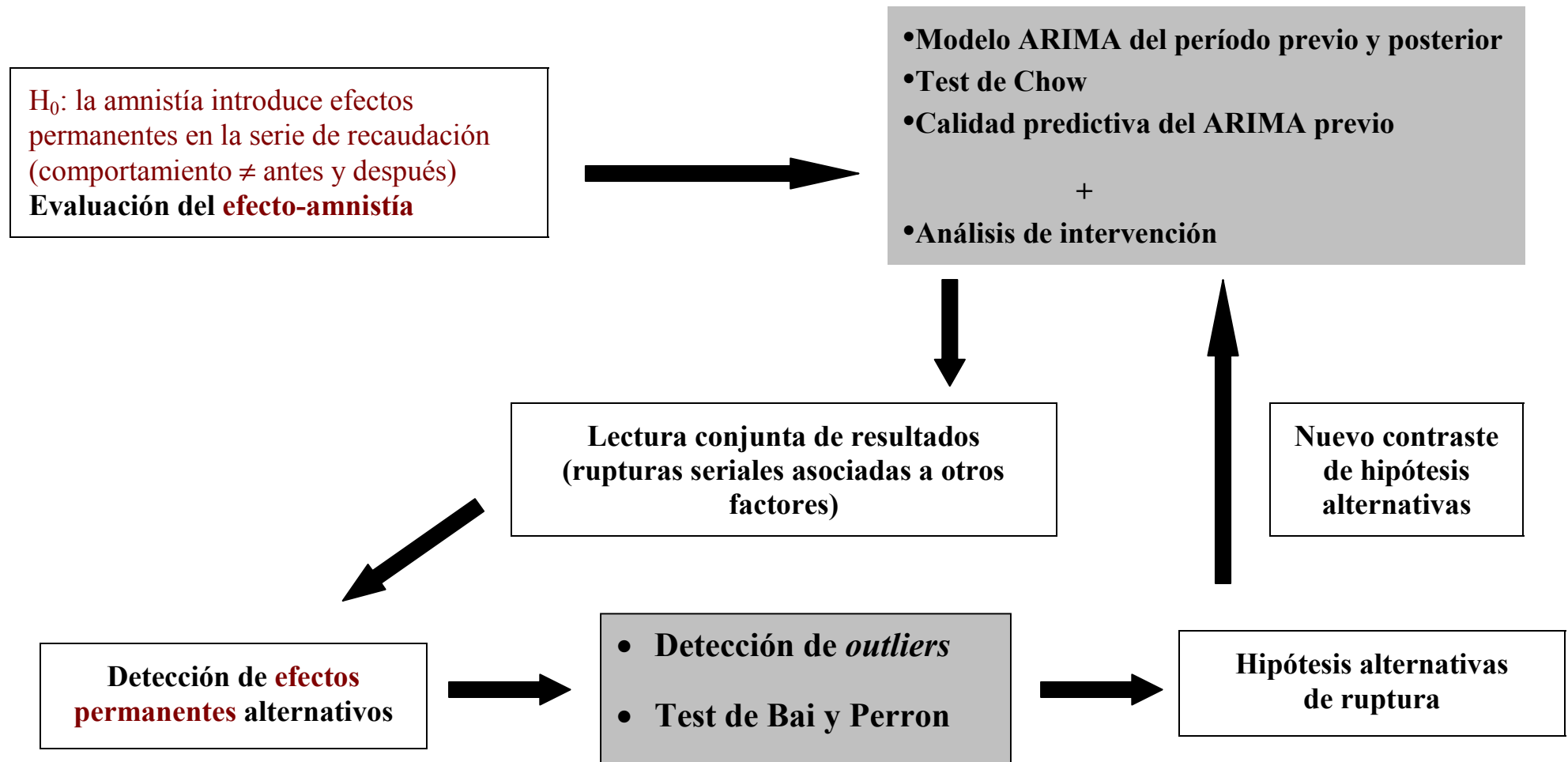


Tabla 1. Detección de *outliers* y cuantificación de los mismos en las estimaciones de los distintos períodos seriales

ARIMA(0,1,1) ₁₂ (y término independiente) (Período 1-1979,12-1998)			
observación	valor	<i>t</i> -valor	tipo (1)
Agosto-1985	-255.628,04	-3,78	AO
Octubre 1985	279.956,18	4,02	AO
Noviembre 1985	-300.496,09	-4,04	AO
Julio 1989	-297.668,80	-4,12	AO
Diciembre 1989	630.592,08	6,49	IO
Noviembre 1992	342.533,90	4,43	AO
Diciembre 1993	400.031,21	4,96	AO
$\hat{\sigma}_u = 105.730$ (sin outliers)		$\hat{\sigma}_u = 76.814$ (con outliers)	
ARIMA(1,1,0) ₁₂ (y término independiente) (Período 1-1979,5-1991)			
observación	valor	<i>t</i> -valor	tipo
Noviembre 1982	208.813,38	3,90	AO
Agosto 1985	-263.971,85	-4,30	AO
Octubre 1985	277.879,59	3,96	AO
Noviembre 1985	-274.165,77	-4,23	AO
Diciembre 1987	272.548,92	3,97	IO
Julio 1989	-322.410,25	-3,95	AO
Diciembre 1989	555.180,26	5,84	IO
$\hat{\sigma}_u = 106.970$ (sin outliers)		$\hat{\sigma}_u = 64.380$ (con outliers)	
ARIMA(1,0,0)(0,1,1) ₁₂ (Período 6-1991,12-1998)			
observación	valor	<i>t</i> -valor	tipo
Diciembre 1993	345.464	4,33	AO
$\hat{\sigma}_u = 95.637$ (sin outliers)		$\hat{\sigma}_u = 89.046$ (con outliers)	

(1) suponiendo que z_t es la serie libre de *outliers* y que y_t es la serie observada, un *outlier* aditivo (*AO*) es un suceso que afecta a la serie en un sólo instante temporal t_0 : $y_t = z_t + wI_t^{t_0}$, donde $I_t^{t_0}$, que se iguala a 1 si $t=t_0$ y a 0 si $t \neq t_0$, es una variable *impulso* que representa la presencia o ausencia del *outlier* en el período t_0 , y w es la magnitud del efecto inmediato y único de dicho *outlier*.

En el caso del *outlier* innovacional (*IO*), éste recoge un suceso cuyo efecto se propaga en conformidad con el modelo ARIMA identificado, y que afecta a todos los valores observados después de su ocurrencia. Su representación es la siguiente: $y_t = z_t + \frac{\theta(L)}{\phi(L)} wI_t^{t_0}$, donde $I_t^{t_0}$ es la misma variable *impulso* definida anteriormente, y donde $\frac{\theta(L)}{\phi(L)}$ refleja el

ARMA(p,q) de la serie. Si $\frac{\theta(L)}{\phi(L)} = \psi(L) = 1 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots$, se concluye que el efecto de el *outlier* innovacional que ocurre en $t=t_0$ sobre t_0+j , para $j>0$, es igual a $w\psi_j$, donde w es el efecto inicial y ψ_j es el coeficiente j -ésimo del polinomio $\psi(L)$.

Gráfico 2. Representación de los errores de predicción con un horizonte temporal de un período (período 6-1991,12-1998)

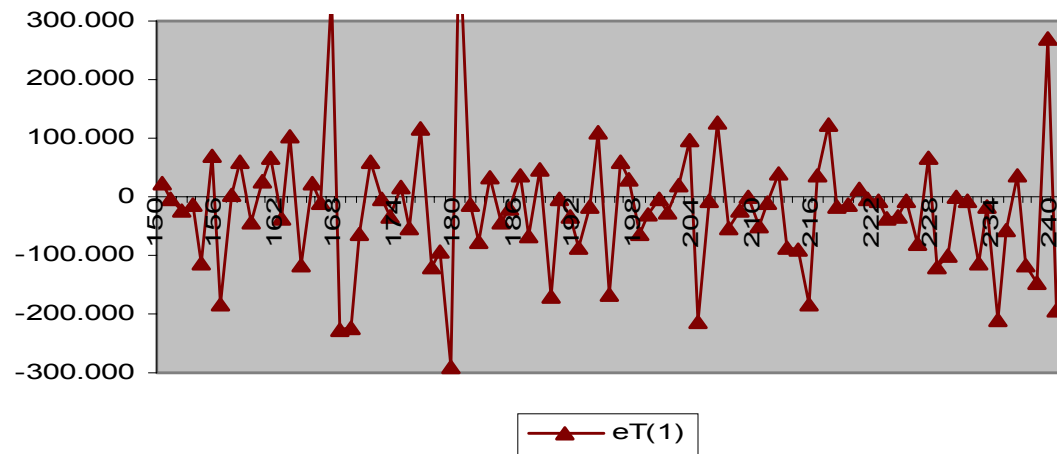


Tabla 2. Resultados de la estimación del “efecto-amnistía” en los modelos de intervención considerados

Modelización del “efecto-amnistía” (1)	Comienzo del “efecto-amnistía”	Estimación del “efecto-amnistía”
Modelo I. Comienzo brusco y duración permanente $(1-L^{12})y_t = \mu + w_1(1-L^{12})S_t^{t_0} + (1-\Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 7112 \quad (0,24)$
	Julio 1991	$w_1 = 4716 \quad (0,16)$
	Agosto 1991	$w_1 = 2711 \quad (0,09)$
	Septiembre 1991	$w_1 = 2177 \quad (0,07)$
	Octubre 1991	$w_1 = -1413 \quad (-0,05)$
	Noviembre 1991	$w_1 = 1697 \quad (0,06)$
	Diciembre 1991	$w_1 = 5224 \quad (0,18)$
Modelo II. Comienzo gradual y duración permanente $(1-\delta L)(1-L^{12})y_t = \mu + w_1(1-L^{12})S_t^{t_0} + (1-\delta L)(1-\Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 1942 \quad (0,26)$ $\delta = 0,76 \quad (3,55)$
	Julio 1991	$w_1 = 1490 \quad (0,20)$ $\delta = 0,76 \quad (3,55)$
	Agosto 1991	$w_1 = 1226 \quad (0,16)$ $\delta = 0,77 \quad (3,43)$
	Septiembre 1991	$w_1 = 926 \quad (0,12)$ $\delta = 0,77 \quad (3,53)$
	Octubre 1991	$w_1 = 616 \quad (0,08)$ $\delta = 0,77 \quad (3,52)$
	Noviembre 1991	$w_1 = 560 \quad (0,07)$ $\delta = 0,77 \quad (3,50)$
	Diciembre 1991	$w_1 = 205 \quad (0,03)$ $\delta = 0,77 \quad (3,49)$
Modelo III. . Comienzo brusco y duración temporal $(1-\delta L)(1-L^{12})y_t = \mu + w_1(1-L^{12})I_t^{t_0} + (1-\delta L)(1-\Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 26530 \quad (0,46)$ $\delta = 0,78 \quad (3,85)$
	Julio 1991	$w_1 = 22053 \quad (0,38)$ $\delta = 0,78 \quad (3,83)$
	Agosto 1991	$w_1 = 17768 \quad (0,31)$ $\delta = 0,78 \quad (3,80)$
	Septiembre 1991	$w_1 = 20821 \quad (0,36)$ $\delta = 0,78 \quad (0,20)$
	Octubre 1991	$w_1 = 1171 \quad (0,02)$ $\delta = 0,80 \quad (3,42)$
	Noviembre 1991	$w_1 = 30830 \quad (0,58)$ $\delta = 0,76 \quad (4,42)$
	Diciembre 1991	$w_1 = 50972 \quad (0,88)$ $\delta = 0,80 \quad (4,68)$

Modelo IV. Comienzo gradual y duración temporal $(1 - \delta_1 L - \delta_2 L^2)(1 - L^{12})y_t = \mu + w_1(1 - L^{12})I_t^{t_0} + (1 - \delta_1 L - \delta_2 L^2)(1 - \Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 27897 \quad (0,35)$ $\delta_1 = 0,51 \quad (0,77) \quad \delta_2 = 0,10 \quad (0,17)$
	Julio 1991	$w_1 = 24038 \quad (0,31)$ $\delta_1 = 0,31 \quad (0,43) \quad \delta_2 = 0,28 \quad (0,44)$
	Agosto 1991	$w_1 = 11139 \quad (0,14)$ $\delta_1 = 0,32 \quad (0,44) \quad \delta_2 = 0,27 \quad (0,41)$
	Septiembre 1991	$w_1 = 25414 \quad (0,32)$ $\delta_1 = 0,47 \quad (0,72) \quad \delta_2 = 0,14 \quad (0,23)$
	Octubre 1991	$w_1 = -10925 \quad (-0,14)$ $\delta_1 = 0,46 \quad (0,67) \quad \delta_2 = 0,12 \quad (0,19)$
	Noviembre 1991	$w_1 = 1883 \quad (0,02)$ $\delta_1 = 0,36 \quad (0,50) \quad \delta_2 = 0,22 \quad (0,35)$
	Diciembre 1991	$w_1 = 44363 \quad (0,58)$ $\delta_1 = 0,54 \quad (0,76) \quad \delta_2 = 0,13 \quad (0,20)$
Modelo V. Intervención de efecto limitado a un solo mes del período de regularización $(1 - L^{12})y_t = \mu + w_1(1 - L^{12})I_t^{150-156} + (1 - \Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 23495 \quad (0,26)$
	Julio 1991	$w_1 = 20514 \quad (0,22)$
	Agosto 1991	$w_1 = 4780 \quad (0,05)$
	Septiembre 1991	$w_1 = 35898 \quad (0,39)$
	Octubre 1991	$w_1 = -30647 \quad (-0,33)$
	Noviembre 1991	$w_1 = -38184 \quad (-0,42)$
Modelo VI. . Intervención de efecto limitado al período de regularización $(1 - L^{12})y_t = \mu + w_1(1 - L^{12})S_t^{150-156} + (1 - \Theta_1 L^{12})u_t$	Junio 1991	$w_1 = 2148 \quad (0,06)$

(1) Si se intenta recoger un efecto permanente de la amnistía, la *dummy* utilizada en la modelización tiene la forma de una variable *escalón* definida como: $S_t^{t_0} = \{0 \text{ antes del suceso, } 1 \text{ después del suceso}\}$, siendo t_0 el período de comienzo de la intervención. Si, por el contrario, queremos recoger un impacto temporal, utilizamos una variable *impulso* definida como: $I_t^{t_0} = \{1 \text{ en el período de ocurrencia del suceso, } 0 \text{ en los demás períodos}\}$, siendo t_0 el período de comienzo de la intervención.

Tabla 3. Resultados de la aplicación del procedimiento Bai y Perron (1998) a la serie de recaudación por IRPF (entre paréntesis, se muestra el valor de los estadísticos *t*)

Períodos recaudatorios detectados	Media estimada del período, en mills. de pts.
1ª fase recaudatoria: enero-1979, septiembre-1982	127.075 (4,39)
2ª fase recaudatoria: octubre-1982, diciembre-1986	177.732 (6,47)
3ª fase recaudatoria: enero-1987, mayo-1990	284.520 (9,29)
4ª fase recaudatoria: junio-1990, diciembre-1998	370.911 (19,04)

Tabla 4. Detección de *outliers* y cuantificación de los mismos en las estimaciones de los nuevos períodos seriales

ARIMA(3,0,0)(0,1,1) ₁₂ (término independiente y $\phi_1 = \phi_2 = 0$) (Período 1-1979,11-1989)			
observación	valor	<i>t</i> -valor	tipo
Noviembre-1982	211.250,94	4,15	<i>AO</i>
Julio-1985	243.332,39	3,94	<i>IO</i>
Agosto-1985	-249.438,16	-3,74	<i>AO</i>
Octubre 1985	246.985,80	3,91	<i>AO</i>
Noviembre-1985	-274.905,23	-3,48	<i>IO</i>
Diciembre-1987	250.350,54	3,81	<i>IO</i>
Julio 1989	-281.335,79	-3,43	<i>AO</i>
$\hat{\sigma}_u = 87012$ (sin <i>outliers</i>) $\hat{\sigma}_u = 57288$ (con <i>outliers</i>)			
ARIMA(0,1,1) ₁₂ (Período 12-1989,12-1998)			
observación	valor	<i>t</i> -valor	tipo
Noviembre 1992	322.601,55	4,15	<i>AO</i>
Diciembre 1992	-275.234,57	-3,33	<i>IO</i>
Diciembre 1993	375.825,49	4,41	<i>AO</i>
Junio 1998	-89.441,73	-3,14	<i>LS</i>
Noviembre 1998	267.237,35	3,42	<i>AO</i>
$\hat{\sigma}_u = 103.690$ (sin <i>outliers</i>) $\hat{\sigma}_u = 73.462$ (con <i>outliers</i>)			

Gráfico 3. Representación de los errores de predicción con un horizonte temporal de un período (período 12-1989,12-1998)

