“Un ejercicio de series temporales para el estudio del impacto de los procesos de regularización fiscal de la Ley 18/91 sobre el cumplimiento tributario voluntario”

Fernando Rodrigo Sauco, Universidad de Zaragoza

1.-Introducción:

La concesión de una amnistía fiscal[1] no es una cuestión sencilla de defender por la presencia e interrelación de numerosos factores, que mantienen la incógnita sobre los previsibles resultados de este tipo de medidas. 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, han de contraponerse, por ejemplo, los temores sobre los efectos que tales medidas pueden tener sobre los individuos normalmente honestos.

Los trabajos teóricos que analizan el impacto económico de los programas de regularización se plantean como una extensión de la modelización clásica, a partir del enfoque de utilidad esperada, de la decisión de evadir ingresos en la imposición sobre la renta, introducida por Allingham y Sandmo (1972). La heterogeneidad de resultados sobre la incidencia de las amnistías en el cumplimiento tributario a largo plazo que presentan este tipo de trabajos es un rasgo compartido con la escasa investigación empírica que sobre esta cuestión existe en la literatura.

En relación con todo lo anterior, el análisis de los efectos a largo plazo que sobre el cumplimiento tributario puede tener la concesión de amnistías fiscales encuentra en las técnicas de series temporales una herramienta útil y apropiada.

En concreto, en la investigación presentada planteamos dos estructuras de series temporales, como son los modelos univariantes *ARIMA* y los modelos de intervención para tratar de identificar los supuestos impactos que sobre la recaudación tributaria por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) pudo tener el procedimiento extraordinario de regularización contenido en la reforma de la imposición personal llevada a cabo en 1991.

A partir de aquí, el trabajo se estructura de la siguiente forma: dedicamos los dos siguientes epígrafes a la selección de los principales resultados a los que llega la investigación económica sobre amnistías fiscales en su doble vertiente, teórica y aplicada; posteriormente describimos sucintamente los procedimientos de

regularización recogidos en la Ley 18/91; en un quinto apartado describimos el trabajo empírico de series temporales llevado a cabo a partir de la serie mensual de recaudación por IRPF del período 1979-1997; en un último apartado realizamos una valoración de resultados del ejercicio y planteamos posibles extensiones del mismo.

2.-Revisión de resultados de los modelos teóricos de regularización:

La modelización económica sobre amnistías fiscales intenta dar respuesta teórica fundamentalmente a dos cuestiones como son los factores que intervienen en la decisión de participar o no en los programas y las consecuencias que sobre las cifras de recaudación y sobre el grado de cumplimiento tributario *ex post* pueden introducir este tipo de regulaciones.

En primer lugar, los trabajos que abordan la motivación del individuo a la hora de participar en una amnistía se plantean como una extensión de la línea de investigación iniciada con Allingham y Sandmo (1972) y su formalización de la decisión evasora a partir de un problema de optimización de la utilidad esperada. Estos autores intentan explicar la incidencia que sobre el comportamiento del individuo pueden tener los cambios en los parámetros relevantes de una estructura fiscal genérica -tipo impositivo, probabilidad de inspección y sanciones- introduciendo algún tipo de supuesto sobre la aversión al riesgo del sujeto.

Desde esta perspectiva de la maximización de la utilidad esperada el efecto de una amnistía debería ser nulo: la participación en una amnistía nunca podrá explicarse si el contribuyente, en un contexto de información perfecta sobre los párametros relevantes, ya tomó la decisión de evadir evaluando todos los costes y beneficios inherentes. Si, como consideran Alm y Beck (1991), el individuo revisa y corrige la decisión primigenia de evadir a través de un amnistía se debe a que la misma sirve de señal para anunciar un nuevo escenario fiscal: promesa de elevar el cuadro sancionador en el futuro o un mayor esfuerzo inversor en las actividades inspectoras que elevan los costes de la evasión.

Pero en las experiencias reales se da el hecho de que algunos contribuyentes participan en las amnistías aun a pesar de que no se modifiquen los parámetros coercitivos. Así, podría darse el caso de que un evasor experimentara una mayor culpa por su conducta fraudulenta de la inicialmente esperada y decidiera por ello participar en la amnistía. Esta situación de aparición del arrepentimiento *ex post* ha sido modelizada por Malik y Schwab (1991) a través del enfoque de utilidad adaptativa.

En otras ocasiones, Andreoni (1991), la participación en una amnistía puede ser una decisión racional si el contribuyente se ve sujeto a un *shock* aleatorio en su consumo. Este *shock* ocurriría después de la fecha de declaración de sus ingresos pero antes de que la amnistía se ofreciera. Si la amnistía se ofrece puede que el individuo quiera declarar ahora más ingresos si, por ejemplo, la aversión absoluta al riesgo, depende de la renta.

El otro tópico analizado es el del impacto a corto y largo plazo de los programas sobre las cifras de recaudación de la imposición sobre la renta. Alm y Beck (1990) señalan que el análisis teórico no ofrece resultados concluyentes si el individuo debe tomar una doble decisión conjunta acerca de lo que va a regularizar de su evasión pasada y de lo que va a confesar como ingresos habituales en sus declaraciones ordinarias. Por lo tanto, se cuestiona el argumento muchas veces utilizado por los defensores de las amnistías que asegura que se producirá un incremento recaudatorio si paralelamente a la introducción de la regularización se desarrollan otras medidas que aumenten la severidad futura de sanciones e inspecciones.

Sin embargo, Olivella (1996) apunta que las amnistías podrían considerarse como el acompañante ideal a la hora de introducir esa mayor severidad en la lucha contra el fraude. Este autor prueba que cuando aumentan los costes de evadir se da un cierto "efecto inercia" ya que los individuos esperan un tiempo antes de materializar su opción por la honestidad. Si después de que se haya endurecido la actividad inspectora, se ofrece una amnistía este "efecto inercia" habrá sido paliado.

En este análisis de las consecuencias futuras de una regularización, Stella (1991) sostiene que la introducción de una amnistía podría ser considerada por muchos contribuyentes como una señal de la debilidad de la administración para obligar al cumplimiento tributario en condiciones normales y desde ahí podría modificar las expectativas del sujeto acerca del éxito de sus conductas evasoras. Las amnistías de esta forma pueden dañar el cumplimiento tributario posterior..

Si, adicionalmente, el individuo toma sus decisiones tributarias pensando que en el futuro va a ser muy probable que se conceda una amnistía y, de esta forma, es perfectamente anticipada, Dasgupta y Mookherjee (1995) prueban que se va a dar una acumulación de activos opacos en los períodos previos para aprovecharse de las "rebajas fiscales" que conceden los programas. De esta forma, las ganancias recaudatorias directas del programa serán un tanto ilusorias. Sin embargo, Alm y Beck (1990) demuestran que el signo de la derivada de los ingresos fiscales respecto a la

probabilidad de que se conceda una amnistía en el futuro depende en buena medida de las reformas tributarias que acompañan a los programas.

Malik y Schwab (1991) predicen que no será el evasor acérrimo, sino el contribuyente que evadió ocasionalmente en el pasado el que con mayor probabilidad participará en la regularización. Al mismo resultado llegan Alm y Beck (1991) utilizando una variante de la función de utilidad convencional. Si son los contribuyentes ocasionales los que responden a los programas no es muy previsible una mejora significativa de las cifras de recaudación en el futuro.

La lectura conjunta de todos estos trabajos nos hace considerar que no existe un modelo teórico global que dé un tratamiento conjunto a todos los posibles efectos -costes y beneficios- que se le presumen a una amnistía, y que tenga capacidad para predecir la incidencia de la misma en el largo plazo.

3.-Revisión de resultados de la investigación aplicada sobre efectos a largo plazo introducidos por las amnistías fiscales:

En general, existe un consenso en la literatura acerca de que el éxito de una amnistía no se puede medir sólo por los ingresos directos recaudados durante el curso del programa. Los resultados de la regularización deben tener muy en cuenta los efectos que se provocan sobre el cumplimiento tributario a largo plazo.

El impacto de los programas en una perspectiva de largo plazo ha sido abordado por pocos trabajos. Las investigaciones que intentan hacer frente a tal cuestión se encuentran con el problema de no disponer de una base de datos que permita observar el comportamiento de participantes y no participantes después de una amnistía, en un plazo de tiempo suficientemente extenso.

Las aproximaciones a este problema han venido, bien vía experimentos de laboratorio, bien vía ejercicios econométricos -modelos estructurales convencionales o de series temporales-, métodos ambos que permiten solventar la citada dificultad.

Así, Alm, Mckee y Beck (1990) realizan un experimento de laboratorio, a través de la participación de estudiantes universitarios a los que se les propone su intervención en un juego fiscal que reproduce a grandes rasgos la estructura de los impuestos sobre la renta estadounidenses. A cada individuo se le da una renta inicial a la que se le añaden una serie de ingresos en cada ronda. El individuo decide declarar todo o parte de su renta. Se le grava a un tipo del 30% y existe tanto un cuadro sancionador como unas probabilidades de inspección. Los investigadores observaron que si se introducía una

amnistía en una ronda los niveles de cumplimiento globales descendían. Este descenso era más acusado en aquellos individuos con un cumplimiento tributario moderado antes de la amnistía. Los que antes de la misma, o cumplían o evadían casi en su totalidad no se veían afectados.

En cuanto a la revisión de otros resultados, existen discrepancias en los trabajos que ofrecen una medición de los efectos positivos inducidos por las amnistías sobre la recaudación futura. Para Fisher, Godderis y Young (1989) la amnistía concedida en el estado de Michigan en 1986 tuvo un efecto positivo sobre las cifras de recaudación anual del impuesto sobre la renta traducido en una subida en las mismas del 0,2%. Pommerehne y Zweifel (1991) sostienen que la amnistía concedida en Suiza en 1968, contribuye a que la diferencia entre ingresos reales y declarados se minore en un 8,3%. La explicación de tal diferencia entre ambos resultados radica, para Pommerehne y Zweifel, en el carácter "democrático"[2] de la amnistía suiza.

Leonard y Zeckhauser (1987), a través de unos cálculos muy sencillos, prueban que en la experiencia norteamericana sobre amnistías estatales concedidas durante la década de los ochenta se puede observar un crecimiento en media de los ingresos fiscales un 0,5% superior para los estados que regularon estas medidas frente a los que no lo hicieron.

Sin embargo, Das Gupta y Mookherjee (1995) asocian al repetido uso de las amnistías en su país, India, con el progresivo debilitamiento del cumplimiento tributario. Mientras que la recaudación directa de los programas indios se hace cada vez menos significativa, los numerosos efectos indirectos negativos de las mismas podrían explicar una disminución anual de la recaudación por su impuesto sobre la renta de un 10%.

De especial interés para el trabajo econométrico que posteriormente se presenta es la aportación de Alm y Beck (1993). Su utilización de métodos de series temporales para la experiencia del estado de Colorado -1985- sirve para describir el escenario posterior a la concesión de la amnistía. El resultado de mayor interés es la no influencia de la citada medida sobre las cifras de recaudación del impuesto sobre la renta en los años posteriores a 1985. Este resultado es la consecuencia de identificar los mismos procesos estocásticos para la serie de recaudación anterior y posterior a la regularización y la no significatividad de las variables de intervención especificadas para recoger los distintos impactos potencialmente asociados a su introducción.

Como vemos la heterogeneidad de resultados tampoco se aparta de la vertiente empírica de la investigación. En buena medida, esta heterogeneidad es consecuencia de

que se parte casi siempre de experiencias difíciles de comparar en cuanto a las condiciones previas y posteriores a la concesión de la amnistía y al propio diseño de la misma.

4.-Descripción de los procedimientos de regularización contenidos en la Ley 18/91:

En la experiencia española a partir de la reforma fiscal iniciada en 1977 encontramos en dos leyes medidas que podrían caracterizarse como amnistías de carácter temporal. En concreto, estas leyes son:

-Ley 50/77, de 14 de noviembre, sobre Medidas Urgentes de Reforma Fiscal. Las medidas de perdón fiscal introducidas en esta ley se sitúan en un momento en el que se intenta modificar y favorecer el marco de relaciones habituales entre Hacienda y los contribuyentes.

-Ley 18/91, de 6 de junio, del Impuesto sobre la Renta de las Persona Fiscales. En este caso se trata de una regularización con un objetivo bien concreto, como es la afloración de determinadas rentas localizadas en activos opacos muy específicos, en un contexto económico general caracterizado por la presencia de un elevado volumen de dinero negro. Como señala Olivella (1992) este dinero negro se canalizaba preferentemente a través de activos sin retención y no nominativos. La mayoría de estos activos era de carácter privado -cesiones de crédito, primas únicas o depósitos innominados-, 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 fiscal, suponía una contradicción con un sistema fiscal inspirado en el principio de igualdad, por lo que, con el propósito de dar solución a esta situación, se introduce a través de dos enmiendas presentadas al Proyecto de Ley del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas en el Senado, la referida regularización fiscal, articulada en las Disposiciones Adicionales 13ª y 14ª.

A través de la **Tabla 1** presentamos los rasgos más significativos de los dos procedimientos de regularización recogidos en las referidas disposiciones.

La vía de regularización recogida en la Disposición Adicional 13ª estaba destinada a aquellos contribuyentes -personas físicas o jurídicas- residentes durante 1990 en territorio común, que tuvieran fondos colocados en Pagarés del Tesoro o en activos de naturaleza análoga emitidos por las Diputaciones Forales del País Vasco o la

Comunidad Foral de Navarra -Pagarés forales o AFROS forales-. El gobierno emitía otro activo a seis años, la Deuda Pública Especial, por la que podían ser canjeados los Pagarés.

Tabla 1 . Descripción de las medidas de perdón fiscal contenidas en la Ley 18/1991

Disposición Adicional 13ª	Disposición Adicional 14ª
• Dirigida a contribuyentes con fondos invertidos en Pagarés del Tesoro. Posibilidad de canje por Deuda Pública Especial (DPE) • Características de la DPE: No era negociable Rentabilidad del 2% anual. Rendimientos no quedaban sujetos ni al Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas ni al Impuesto sobre Sociedades. No existía retención. Las entidades financieras no tenían obligación de comunicar las operaciones a la Administración. La lista de suscriptores se depositaba en el Banco de España. Fecha de amortización: 28-VI-97 Si se amortizaba por anticipado, se perdía el régimen fiscal especial La suma invertida no quedaba sujeta al Impuesto sobre el Patrimonio • Titulares no quedaban libres de inspección, pero las cantidades colocadas se consideraban a cuenta del dinero negro detectado en una investigación	• Vía ya existente en nuestra legislación (Ley General Tributaria (LGT), Art. 61.2): regularización extemporánea por medio de declaración complementaria • A los ingresos regularizados no se les aplicaban intereses de demora • Posibilidad de regularizar por cualquier concepto tributario devengado antes del 1 de enero de 1990 • Sólo válido para rentas no afectadas por procesos de investigación abiertos • Si una vez presentada la complementaria, la inspección ponía de manifiesto rentas netas no declaradas, el contribuyente podía neutralizarlas mediante los incrementos patrimoniales declarados en las complementarias • No se interrumpían los plazos de prescripción de la deuda tributaria • El pago podía aplazarse hasta un total de 4 años (interés aplicado en este caso: 12%) • Nueva redacción del art. 61.2 de la LGT: endurecimiento de los recargos

<u>Medidas complementarias introducidas</u>:

- Compromiso de aumentar la eficacia de la gestión tributaria: creación de la Agencia Estatal de Administración Tributaria y liberación de un número importante de inspectores por la creación de la Estimación Objetiva, modalidad Signos, Índices y Módulos..
- Compromiso de no incluir en los próximos planes de inspección a quien se presumiera hubiera regularizado correctamente.
- Campaña publicitaria intensa y selectiva, apoyada por la aparición en prensa de numerosas actuaciones exitosas de la inspección en fechas recientes.

El fin de la opacidad no se podía realizar bruscamente, ya que los titulares de Pagarés y AFROS habían invertido el dinero bajo la expectativa, creada por los propios poderes públicos, de que el interés percibido era neto de impuestos. Por ello, se concedía a dichos titulares la posibilidad de mantener tal opacidad, a través del canje por el nuevo activo y con ciertas condiciones, para pasados unos años declarar sus inversiones como cualquier otro activo transparente. Como última opción, siempre cabía amortizar los títulos en el plazo y condiciones fijadas en su emisión, conservando también la opacidad hasta su completa amortización.

En el caso de la Disposición Adicional 14ª el perdón fiscal se instrumentaba a través de una vía ya existente en nuestra legislación: la regularización extemporánea por medio de una declaración complementaria, es decir una declaración-liquidación realizada fuera de plazo y sin requerimiento previo. La novedad aportada en esta ocasión era que a las complementarias que se presentaran durante el período regulado no se les iban a aplicar intereses de demora, ni tampoco sanción alguna.

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

Recogemos, a través de la **Tabla 2**, los datos aportados en abril de 1992 por parte de la Secretaría de Estado de Hacienda, respecto a las cifras globales del proceso de regularización.

Tabla 2 . Resultados del proceso de regularización instrumentado por la Ley 18/91.

	Millones
Volumen de fondos aflorados en todo el territorio nacional:	**1.733.927,7**
-por emisión de Deuda Pública Especial	1.037.974,9
-bases imponibles por complementarias	695.952,8
Volumen de fondos aflorados en el territorio común:	**1.517.238,7**
-por emisión de Deuda Pública Especial	878.471,7
-bases imponibles por complementarias **(1)**	**(2)** 638.767
Volumen de fondos aflorados en los territorios forales:	**216.689**
-por emisión de Deuda Pública Especial	159.503,2
-bases imponibles por complementarias **(1)**	57.185,8

(1) Datos estimados.

(2) Únicamente se han incluido las bases imponibles afloradas por IRPF, IS e IEPPF.

Fuente: Pérez y Pérez (1992, p.114).

5.-Descripción del ejercicio econométrico planteado:

Como señalábamos en el apartado introductorio, el análisis de series temporales puede resultar una herramienta útil para la detección de posibles efectos que sobre el cumplimiento tributario a largo plazo provocan los programas de regularización. En concreto, respecto a la experiencia española anteriormente descrita, y para la consecución de este objetivo de detección nos podemos servir de los siguientes procesos e instrumentos relacionados con este análisis temporal:

- identificación de los procesos estocásticos generadores de la series mensuales de recaudación por IRPF: serie global del período analizado (enero de 1979 a diciembre de 1998) y series previas y posteriores a la concesión de la amnistía (enero de 1979 a mayo de 1991 y junio de 1991 a diciembre de 1998, respectivamente)
- contraste de la hipótesis de ruptura estructural: test de Chow
- utilización del proceso estocástico identificado en la serie previa a la amnistía para la predicción de la serie posterior: adecuación de la predicción
- análisis de intervención para poder precisar el comienzo y forma del "efecto amnistía" sobre la serie de recaudación por IRPF

La fuente estadística con la que trabajamos es una serie mensual de recaudación por IRPF que abarca el período 1979-1998, y que ha sido publicada tanto por la Inspección General del Ministerio de Economía y Hacienda –período 1979-1990-, como por el Servicio de Auditoría Interna del mismo Ministerio –período 1992-1998. Dicha serie contiene, obviamente, la recaudación directa del período de regularización, que se prolongó del 8 de junio al 31 de diciembre de 1991. La serie ha sido deflactada utilizando el Índice General Nacional de Precios, publicado por el Instituto Nacional de Estadística (base 100 para mayo de 1992).

5.1. Identificación del proceso estocástico subyacente a la serie de recaudación real por IRPF. Contraste de ruptura estructural. Recaudación predicha en el período posterior a la amnistía.

Los métodos paramétricos de serie temporales[3], o metodología Box-Jenkins, parten de los movimientos pasados de una variable, como única base informativa, para predecir su comportamiento futuro. A diferencia de los modelos que predicen dicho comportamiento relacionando la variable dependiente en cuestión con toda una serie de variables a través de una estructura causal, las series temporales sólo utilizan valores observados en períodos previos de la propia variable endógena. La ventaja de este

enfoque es evidente: no se enfrenta a la dificultad de tener que encontrar series históricas de datos para un conjunto más o menos amplio de variables causales.

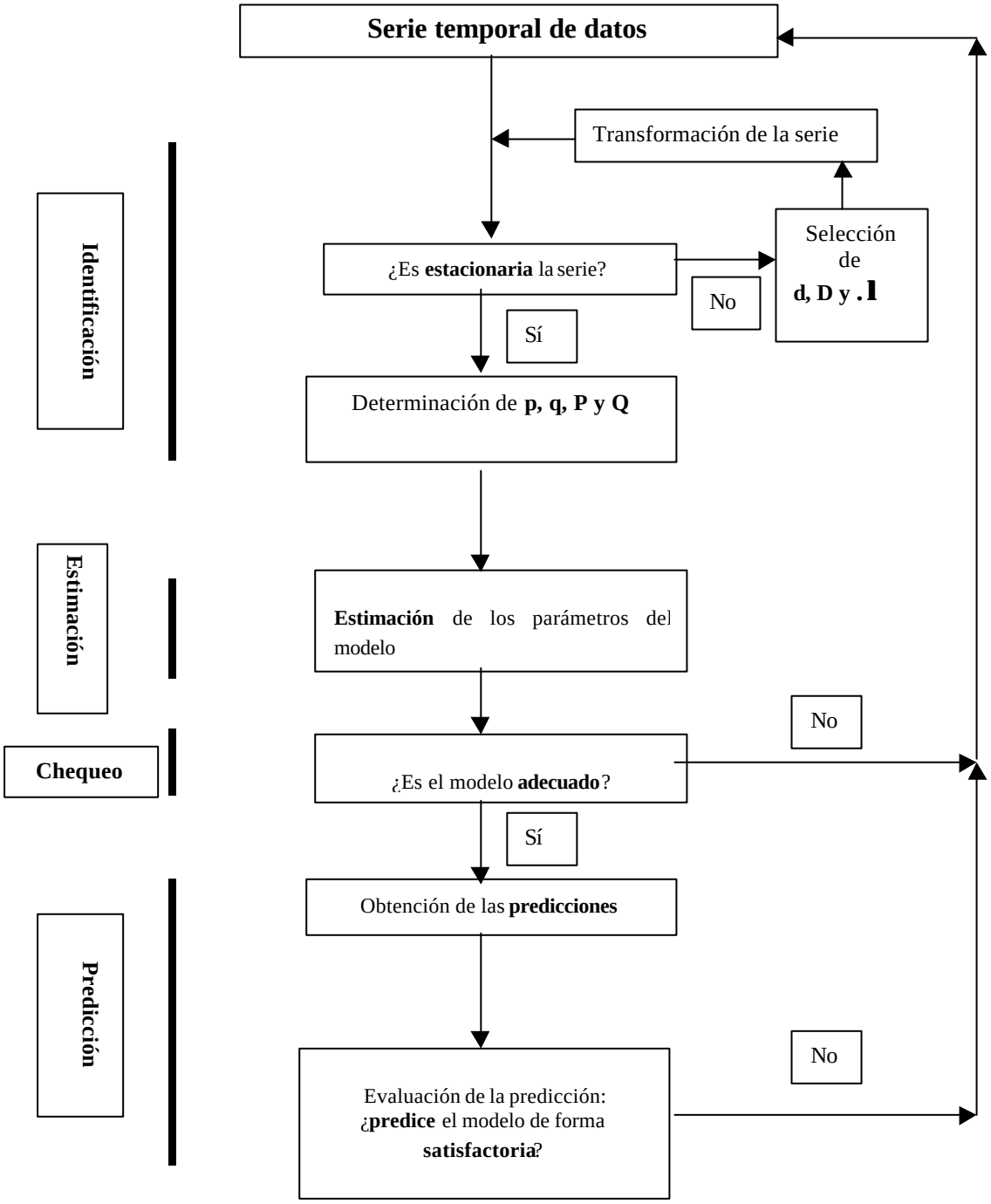
En general, esta técnica constituye un procedimiento iterativo en tres etapas -identificación, estimación y diagnóstico de la serie temporal- que queda descrito a través del **Gráfico 1.**

Como vemos a través de este gráfico, el objetivo del análisis estocástico de series temporales es el de inferir a partir de una serie temporal las características de la estructura probabilística subyacente. Se trata, en definitiva, de inferir las propiedades de la población -proceso estocástico- a través de la muestra -serie temporal-. El enfoque de series temporales univariantes contempla a éstas como una realización de un proceso estocástico lineal específico $ARIMA(p,d,q)\ x\ ARIMA(P,D,Q)_s$, o bien, caso de que la serie no presente estacionalidad, de un proceso $ARIMA(p,d,q)$. Los instrumentos fundamentales para la identificación de los modelos *ARIMA*, son la función de autocorrelación muestral (*FACM*) y la función de autocorrelación parcial muestral (*FAPM*)[4].

Utilizando esta metodología podremos saber a través de los datos seriales si los procesos *ARIMA* que explican la recaudación por IRPF en los períodos anteriores y posteriores a la amnistía son similares. Después de identificar los modelos podemos realizar un contraste clásico de ruptura estructural a través del test de Chow y como una prueba ulterior de permanencia serial se examina la bondad de las predicciones efectuadas para el período posterior a mayo de 1991 a partir del modelo identificado en el período previo a la regularización. Un buen ajuste de las predicciones a lo realmente ocurrido sería prueba de que la amnistía no produjo impactos relevantes sobre la recaudación.

A la hora de explicar sucintamente el proceso seguido para la identificación de los modelos, y que ha de seguir y superar cada una de las fases descritas en el **Gráfico 1**, hemos de decir que una primera transformación realizada en nuestra serie ha venido motivada por la aparición de datos de recaudación negativa en algunas observaciones (meses de devoluciones a los individuos por declaraciones negativas), que dificultan el sometimiento de los datos a determinados contrastes. Para solucionar este problema hemos convertido cada observación en una recaudación acumulada de 12 meses: cada dato contiene la recaudación mensual propia, la de los seis meses anteriores y la de los cinco siguientes (técnica de transformación en flujo móvil).

Gráfico 1. Esquema general de la metodología Box-Jenkins (Aznar y Trívez, 1993, p.150).



Adicionalmente, podemos ver en el **Gráfico 1** que todo el proceso de identificación requiere que el proceso estocástico analizado sea estacionario. Si trabajamos con unos procesos estocásticos tan particulares como son los estacionarios, el número de parámetros a describir se reduce considerablemente. Por lo tanto, el primer cometido del trabajo será el de analizar la estacionariedad[5] o no de la serie temporal. En el **Anexo** de la investigación se recogen los instrumentos utillizados para examinar la estacionariedad o no de la serie en media y en varianza y las transformaciones llevadas a cabo en su caso para conseguir que los datos se ajustan a esta propiedad matemática.

Una vez transformada la serie en estacionaria, en media y varianza, habrá que averiguar los posibles valores tanto de la parte regular del modelo (autorregresiva, p, y medias móviles, q) como de la parte estacional, caso de que exista (autorregresiva, P, y medias móviles, Q)[6]. Para tal propósito nos hemos de servir de la representación gráfica de las funciones de autocorrelación -correlogramas- y su adecuación a alguno de los procesos teóricos conocidos (ver **Anexo**). Con ello finaliza la etapa de identificación.

Una vez identificados los modelos presentamos a través de la **Tabla 3** la estimación paramétrica efectuada y los contrastes de significatividad asociados.

Tabla 3. Estimaciones de los coeficientes significativos en los distintos períodos considerados.

	Valor en período global (1-79,12-98)	**Valor en período previo (1-79, 5-91)**	**Valor en período posterior (6-91, 12-98)**	**Valor de t en período global**	**Valor de t en período previo**	**Valor de t en período posterior**
Constante	14.230,55	32.165,51		3,82	3,30	
q_1			0,35			2,92
F_1		-0,52	-0,96		-6,34	-10,27
F_2			-0,48			-5,82
Q_1	0,4998		-0,69	8,42		-6,40

La lectura de la Tabla, nos permite identificar los siguientes procesos estocásticos:

-período global (1-79, 12-98)): ARIMA(0,1,0)x$(0,0,1)_{12}$, con constante (1)

-período previo a la amnistía: (1-79,5-91): ARIMA(0,1,0)x(1,0,0)$_{12}$, con constante (2)

-período posterior a la amnistía: (6-91,12,98): ARIMA(0,1,1)x(2,0,1)$_{12}$ (3)

Como conclusión de esta identificación, parece confirmarse la existencia de las estructuras estocásticas distintas. Por lo tanto, el primero de los instrumentos de contraste de permanencia estructural en la serie de recaudación se inclinaría a señalar la presencia de una estructura temporal diferente para los períodos previos y posteriores a la concesión de la amnistía.

Con la estimación ya efectuada, hemos de realizar un chequeo de los resultados: nos hemos de preguntar por la adecuación de tales estructuras a las condiciones matemáticas que se supone deben cumplir los residuos generados por las mismas[7]. Hemos vuelto a reflejar en el **Anexo** los contrastes y otros instrumentos que prueban la superación de este etapa y la confirmación de las estructuras reflejadas anteriormente.

Podríamos plantear seguidamente el test de Chow como una nueva confirmación de la proposición de ruptura estructural tras la actuación de la amnistía. Este test obliga a estimar las tres series de datos con el proceso estocástico identificado para el período global considerado y, desde ahí, calcular la suma residual (*SR*) de cada una de ellas.

El test de Chow hace que rechacemos la hipótesis nula de ausencia de ruptura estructural si el siguiente estadístico F:

$$F = \frac{SR_{serie\,total} - (SR_{1^a serie} + SR_{2^a serie})}{(SR_{1^a serie} + SR_{2^a serie})} \bullet \frac{T-2K}{K},$$ es superior al valor de tablas de $F_{(K,T-2K)}$

donde *T* es el número de observaciones y *K* el número de parámetros. En nuestro caso, el valor de este estadístico es superior a $F_{2,224}(\alpha=0{,}05)=3$, por lo que se confirma también con este instrumento la existencia de series distintas en los períodos anteriores y posteriores 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, como ya hemos justificado, una interpretación orientada al objetivo que estamos persiguiendo. Si con el modelo estimado para la primera serie no somos capaces de predecir razonablemente bien la recaudación real observada en el segundo período, podremos decir que siguen existiendo claras 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.

Dicho de otra forma, las series temporales frecuentemente se hallan influenciadas por sucesos externos que pueden incidir en el comportamiento normal de la misma. Puede ser que cuando intentemos describir la serie en cuestión no sepamos muy bien el período temporal en qué se produce tal suceso, pero que sí tengamos clara su existencia al observar datos alejados del comportamiento ordinario de la variable.

Por lo tanto, cuando se desconoce tanto el momento como la causa de la perturbación tendremos que abordar el análisis de *outliers* de la serie temporal. Todo parece indicar que en nuestro ejercicio la detección y especificación de estos atípicos podrían contribuir a explicar determinados comportamientos de la recaudación y, desde ahí, favorecer la consecución de los objetivos del trabajo[8]. Hemos vuelto a reflejar en el **Anexo** la detección de *outliers* llevada a cabo en el ejercicio y una discusión sobre los resultados e implicaciones de este análisis.

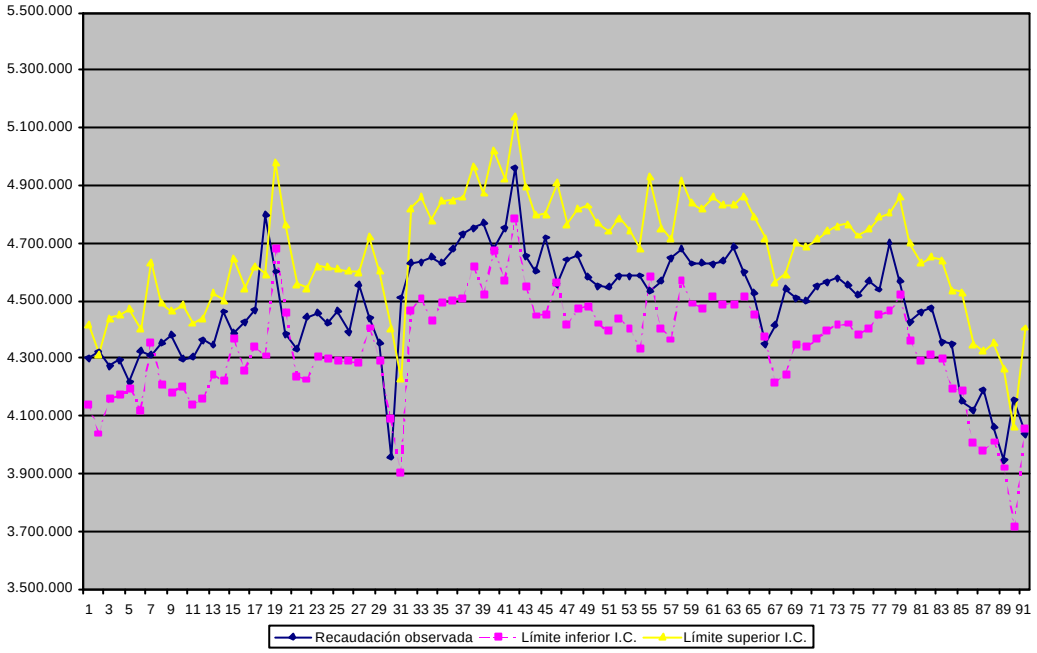
Por otra parte, el programa econométrico *SCA* permite, una vez incorporadas a la estimación las *outliers* detectadas, tanto la obtención de las predicciones puntuales óptimas realizadas para un período hacia adelante, como la desviación típica del error asociado a esa predicción. Dicho error de predicción se define como:

$e_T(1) = z_{t+1} - z_t(1)$, donde $z_t(1)$ es la predicción efectuada desde el período T para un período futuro con toda la información disponible en T. En nuestro caso partimos de la información proporcionada por el modelo estimado hasta $T=138$ y realizamos la predicción del período $T+1=139$. Si, adicionalmente, conozco la desviación típica del error de predicción, podré definir un intervalo de confianza donde, con un nivel de significación determinado, encontraré los verdaderos valores de la serie que estoy prediciendo.

Si repetimos el ejercicio para $T+1=139,...,229$, y observamos el itinerario seguido por la recaudación real de la segunda serie y el que describen los límites del intervalo de confianza anterior, podremos realizar alguna consideración acerca de la adecuación de la serie real al comportamiento esperado por la predicción.

En efecto, con el **Gráfico 2** podemos contrastar visualmente el comportamiento de las predicciones. Del mismo parece inferirse, aunque no con excesiva rotundidad, que conforme se avanza en el tiempo las bandas de significación se hacen mayores, y que, por lo tanto, también la varianza del error de predicción va creciendo ininterrumpidamente. El análisis del error cuadrático medio (*ECM*), que es un indicador

Gráfico 2. Representación de las predicciones efectuadas para el período posterior a la amnistía e intervalo de confianza asociado.



no paramétrico de calidad de las predicciones, confirma con mayor precisión este deterioro del grado de exactitud con que se predice la serie posterior de la amnistía a partir del modelo estimado para la serie previa, al aumentar su valor a lo largo de este período posterior en un 259% [9].

Por lo tanto, el ejercicio de predicción parece darnos un nuevo indicio de no permanencia estructural en el período analizado al no demostrarse la adecuación del modelo estimado en los períodos previos a la amnistía para predecir lo que ocurre en los posteriores.

5.2. Explicación de los impactos de la amnistía fiscal a través de modelos de intervención.

Si realizamos un ejercicio de recopilación de lo obtenido hasta ahora podríamos mantener que, si bien hemos identificado dos estructuras estocásticas de series temporales distintas para los períodos previos y posteriores a la concesión de la amnistía de junio de 1991, que parecen confirmarse a partir de los test de ruptura estructural y de los ejercicios predictivos realizados, no es menos cierto que todavía no tenemos pruebas econométricas concluyentes para atribuir tal ruptura estructural a la exclusiva presencia de la regularización fiscal.

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

Si cuando describíamos el estudio de las *outliers* señalábamos que su caracterización venía dada por el desconocimiento tanto de su momento de aparición como de la forma general de su impacto, ahora, sin embargo, el análisis de las intervenciones configura éstas como sucesos externos, que influyen sobre la serie temporal, pero de los que se conoce tanto su comienzo como el pérfil de su comportamiento.

Normalmente, se parte de su formalización a través de variables *dummy* cuya interacción con otros parámetros puede dar lugar a la tipología recogida en la **Tabla 4**. Si pretendemos recoger un impacto permanente de la intervención la *dummy* utilizada tendrá la forma de una *variable escalón* definida como:

$S_t^{t_0}$ ={0 antes del suceso, 1 después del suceso}, t_0 período de comienzo de la intervención.

Si por contra queremos recoger un impacto temporal utilizaremos una *variable impulso* definida como:

$I_t^{t_0}$ ={1 en el período de ocurrencia del suceso, 0 en los demás períodos}, t_0 período de ocurrencia de la intervención.

Tabla 4. Tipología de los modelos de intervención (Aznar y Trívez, 1993, p-313).

	Duración del efecto	
Comienzo efecto	Permanente	Temporal
Brusco	I	III
Gradual	II	IV

De esta forma, una intervención discreta como la de una amnistía podría representarse como un efecto aditivo sobre la recaudación tributaria. Tal caracterización, partiendo de junio de 1991 como fecha de comienzo de la intervención, deberá ser introducida en el modelo estimado para el período global de recaudación –*ARIMA (0,1,0)x(0,0,1)* con constante- atendiendo a las distintas tipologías presentadas

en la **Tabla 4**, ya que *a priori* desconocemos la forma del modelo de intervención. En concreto, desconocemos si una amnistía puede dejar un impacto temporal sobre la serie de recaudación por IRPF, o se trata más bien de un impacto permanente.

Descrito el planteamiento general de este nuevo ejercicio presentamos en la **Tabla 5**, las distintas intervenciones con las que hemos probado el efecto amnistía.

Como nota explicativa hemos de señalar que para cualquier modelo el impacto de la amnistía vendrá explicado por el coeficiente w_1 que acompaña a estas *dummy* de intervención y que para los modelos I a IV se ha probado no sólo con t_0=junio 1991 –primer mes de regularización- sino con t_0=junio 1991 a diciembre 1991, ya que éste fue el plazo legal que abarcó el proceso. 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 –valor 1 para los períodos de regularización y 0 en el resto, recoge si el impacto estuvo limitado sólo durante los meses de concesión efectiva.

Tabla 5. Posibles formalizaciones de la intervención introducida con la amnistía fiscal de junio de 1991.

Identificación del efecto amnistía	Modelo estocástico resultante
Modelo I. Comienzo brusco y duración permanente	$(1-L)y_t = m + w_1(1-L)S_t^{t0} + (1-\Theta_1 L^{12})u_t$
Modelo II. Comienzo gradual y duración permanente	$(1-dL)(1-L)y_t = m + w_1(1-L)S_t^{t0} + (1-dL)(1-\Theta_1 L^{12})u_t$
Modelo III. Comienzo brusco y duración temporal	$(1-dL)(1-L)y_t = m + w_1(1-L)I_t^{t0} + (1-dL)(1-\Theta_1 L^{12})u_t$
Modelo IV. Comienzo gradual y duración temporal	$(1-d_1L-d_2L^2)(1-L)y_t = m + w_1(1-L)I_t^{t0} +$ $(1-d_1L-d_2L^2)(1-\Theta_1 L^{12})u_t$
Modelo V. Intervención de efecto limitado a un sólo período	$(1-L)y_t = m + w_1(1-L)I_t^{t0} + (1-\Theta_1 L^{12})u_t$
Modelo VI. Intervención de efecto limitado al período de regularización	$(1-L)y_t = m + w_1(1-L)S_t^{150-156} + (1-\Theta_1 L^{12})u_t$

Debido a razones de simplicidad no introducimos todos los resultados conseguidos, pero 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 y, por lo tanto, no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de

significatividad). Es más, si consideramos que a través del modelo V captamos los impactos sobre los propios meses de concesión, ni siquiera podemos sostener que la amnistía tuvo un impacto a corto plazo sobre los contribuyentes.

6.-Valoración de resultados del ejercicio y posibles extensiones del mismo:

Una vez completados los procedimientos anteriores y obtenidos los resultados, que pueden tener *a priori* implicaciones contradictorias, realizamos una lectura conjunta de los mismos al objeto de formular explicaciones consistentes.

Por un lado, el trabajo con la metodología Box-Jenkins y, concretamente, con los tres instrumentos de estabilidad estructural utilizados –identificación de los modelos *ARIMA* de los diferentes períodos, test de Chow y predicción de la serie opuesta- nos ha llevado a afirmar que la serie no puede ser explicada por el mismo proceso estocástico en los períodos anteriores y posteriores a la amnistía fiscal de 1991. Dicho de otra forma, hay claros indicios de ruptura estructural si elegimos como punto de corte el período de regularización.

Pero no es menos cierto que la ausencia de estabilidad estructural en la serie es equivalente a la presencia de una variable ficticia, cuyo impacto en la serie sea permanente a partir de su aparición, y que resulte significativa. 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.

Por lo tanto, al no poder vincularse la ruptura estructural de la serie con la concesión de la amnistía, y 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. Adicionalmente, 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.

La segunda implicación del ejercicio es que ya que hemos descrito que la serie de recaudación no se comporta ni mucho menos de la misma forma durante todo el período analizado, debemos encontrar ahora qué otros sucesos legislativos de cambio de las reglas de juego del IRPF han podido modificar significativamente el comportamiento de las cifras impositivas.

La formulación de hipótesis alternativas de ruptura estructural exige la repetición del trabajo empírico antes descrito para dos nuevos puntos de corte propuestos: los cambios introducidos en el sistema fiscal en el período impositivo 1985, cuyo

denominador común era la intensificación de la lucha contra el fraude, y los inducidos por la Ley 20/89, de 28 de julio, que adaptaba el IRPF a la Sentencia del Tribunal Constitucional nº 45/1989 que declaraba inconstitucionales diversos preceptos de la Ley 44/78 –primera Ley democrática del impuesto- vinculados a la obligación de declaración conjunta, y que supuso una auténtica transformación del esquema liquidatorio del tributo.

Para estos nuevos puntos de corte podrían existir evidencias de ruptura estructural asociadas si atendemos a una nueva interpretación global de los resultados ofrecidos por el instrumental econométrico utilizado. Así, los resultados obtenidos en el proceso de identificación de *outliers*, que se discuten en el **Anexo** del ejercicio, pueden ser especialmente útiles en este nuevo intento explicativo ya que, como se justifica, determinados atípicos pueden estar vinculados con sucesos que dejan un impacto permanente en la recaudación (*outliers IO* y *LS*). En la **Tabla A.3** se puede observar una presencia de estos atípicos permanentes en períodos que podrían tener alguna conexión con los nuevos puntos de corte propuestos.

Es en este nuevo intento de identificación y ratificación de hipótesis alternativas donde concentramos actualmente los esfuerzos de nuestra investigación.

[1] Podemos caracterizar una amnistía fiscal como una medida legislativa por la que se regula un período temporal durante el cual, la agencia tributaria condona penas o sanciones de carácter civil o criminal a los contribuyentes que admitan voluntariamente no haber pagado la deuda impositiva correspondiente a impuestos de períodos precedentes, o haberlo hecho parcialmente, a cambio de una regularización de estos pasivos tributarios.

[2] En efecto, en Suiza los propios ciudadanos, y en varias ocasiones, han sido llamados a referéndum para someter a votación la conveniencia o no de conceder una amnistía fiscal a nivel nacional.

[3] Bajo esta concepción la serie temporal se define como la realización concreta de un proceso estocástico. A su vez, un proceso estocástico es una familia de variables aleatorias $\{y_t\}$, tal que para cada serie finita de elecciones de t $(t_1, t_2,...,t_n)$ se define una distribución de probabilidad conjunta para las correspondientes variables aleatorias $(y_{t1}, y_{t2},...,y_{tn})$.

[4] La autocorrelación de orden j (p_j) es la correlación separada j períodos de la misma serie temporal . Esto es:

$$p_j = Corr(y_t, y_{t-j}) = \frac{Cov(y_t - y_{t-j})}{\sqrt{Var(y_t)}\sqrt{Var(y_{t-j})}}$$

Al conjunto de autocorrelaciones obtenidas para distintos valores de j se le denomina función de autocorrelación *(FAC)*. Obviamente, nosotros trabajamos con una muestra concreta del proceso estocástico, por lo que deberemos realizar un estimación de la citada autocorrelación p_j. De esta forma se define la autocorrelación muestral de orden j:

$$r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^{T}(y_t - \bar{y})(y_{t-j} - y)}{\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{y})}$$

El conjunto de autocorrelaciones muestrales obtenidas para distintos valores de j constituyen la función de autocorrelación muestral *(FACM)*. Su representación gráfica es el correlograma muestral.

El concepto de coeficiente de autocorrelación parcial entre y_t e y_{t-j} , P_j, es similar al de coeficiente de autocorrelación entre dichos valores de la serie temporal, teniendo en cuenta que ahora se mide dicha correlación ajustada por el efecto de los retardos intermedios. Al obtener la correlación entre y_t, y_{t-j} se elimina la influencia que, sobre ambas, tienen $y_{t-1}, y_{t-2}, ..., y_{t-j+1}$. Nosotros trabajaremos con un estimación de la citada autocorrelación muestral, que denotamos por $\hat{f}_{jj}$. El conjunto de autocorrelaciones parciales muestrales obtenidas para distintos valores de j constituyen la función de autocorrelación parcial muestral *(FAPM)*.

[5] Las condiciones de estacionariedad de un proceso estocástico se concretan en que:

-las esperanzas matemáticas de la variable aleatoria no dependen del tiempo: $E(y_t) = E(y_{t+m})\ \forall m$

-las varianzas tampoco dependen del tiempo y son finitas, es decir: $Var(y_t) = Var(y_{t+m}) < ¥ \forall m$

-las covarianzas entre dos períodos de tiempo distintos sólo dependen del lapso de tiempo transcurrido entre estos dos períodos: $Cov(y_t,y_{t'}) = Cov(y_{t+m},y_{t'+m})$ "m

[6] Los modelos *AR* y *MA* son casos particulares del proceso estocástico lineal general. Su expresión formal viene dada por:

$AR(p) \rightarrow y_t = f_1(y_{t-1}) + f_2(y_{t-2}) + ... + f_p(y_{t-p}) + d + u_t$, donde u_t es una secuencia de perturbaciones aleatorias con características de ruido blanco, es decir, una sucesión de variables con esperanza cero, igual varianza, e independientes en el tiempo,

$MA(q) \rightarrow y_t = u + u_t - q_1 u_{t-1} - q_2 u_{t-2} - ... - q_q u_{t-q}$, donde u_t vuelve a ser una secuencia de ruidos blancos.

[7] Tales condiciones se basan, fundamentalmente en demostrar que los residuos generados por las series estimadas son o no son ruido blanco. Esta fase se completa con otras pruebas tendentes a confirmar la calidad de las estimaciones.

[8] La detección de *outliers* contribuye a mejorar la modelización y estimación ya que estos sucesos externos desconocidos pueden alterar la estructura de los estadísticos utilizados habitualmente en la étapa

de identificación y, aun cuando la referida identificación sea la adecuada, también pueden cambiar las estimaciones de los parámetros. Por último, como señalan Chen, Liu y Hudak (1990), podría quedar afectada la calidad de las predicciones. Todo lo anterior justifica la introducción de este análisis.

[9] El *ECM* se define como $ECM = \frac{1}{H}\sum_{i=1}^{H} e_{T-i}^{2}(1)$, donde $e_{T\text{-}i}$ (1) es el error de predicción tal como lo hemos definido y *H* es un número arbitrario de observaciones que nos sirve de base para calcular este promedio. Elegimos *H*=12, y realizamos su cálculo en diversos momentos del período predicho, resultando un aumento del mismo entre las primeras y las últimas predicciones que queda cuantificado en el porcentaje reflejado en el texto .

ANEXO:

Análisis de la estacionariedad de la serie de recaudación, identificación y chequeo de los procesos estocásticos y detección de outliers en los mismos.

Análisis de la estacionariedad de la serie:

Frecuentemente, las series económicas son no estacionarias. Sin este requisito, sin embargo, no es posible sostener que hayan podido ser generadas por alguno de los modelos estocásticos introducidos en la metodología utilizada. El problema no es tan grande si tenemos en cuenta que podemos realizar sencillas transformaciones en la variable a analizar que la convierten en estacionaria.

La estacionariedad de una serie comprende el análisis de dos tipos de estacionariedad distintos: en media y en varianza.

La estacionariedad en media requerirá, en nuestro caso, que la recaudación fluctúe en torno a una única media a lo largo de toda la serie temporal, o lo que es lo mismo, que se dé una ausencia de tendencia en la citada serie.

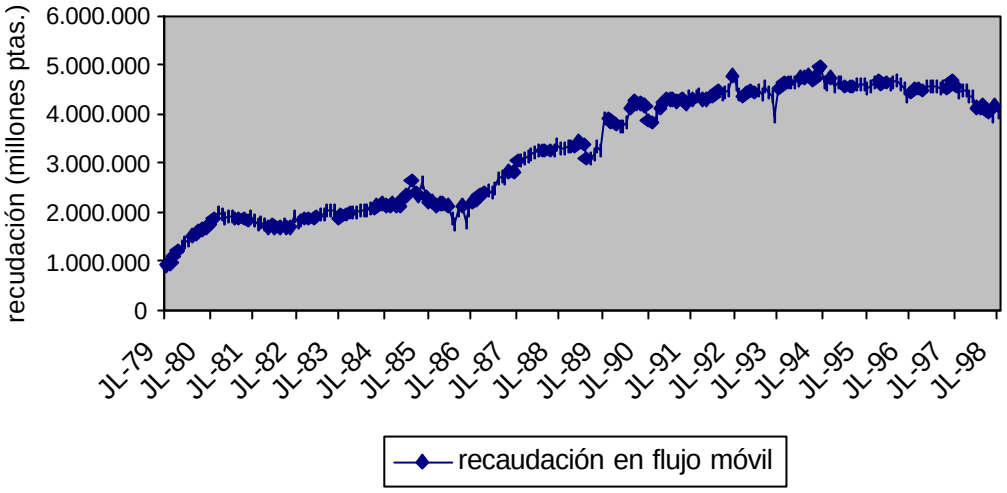
La estacionariedad en varianza requerirá que la dispersión de la serie fluctúe con la misma intensidad a lo largo del tiempo. De lo contrario, una dispersión más acentuada o menos acusada en determinados espacios temporales, indicará la ausencia de tal estacionariedad.

Como señalamos, los problemas de no estacionariedad en las series se subsanan con determinadas transformaciones en los datos originales. De esta forma, un problema de estacionariedad en media requiere normalmente de sucesivas diferenciaciones regulares o estacionales en la serie –determinación de *d* y *D*, respectivamente-, y el problema de la estacionariedad en varianza requiere de la aplicación de la transformada Box-Cox[1].

Los analistas recomiendan primero abordar el posible problema de la no estacionariedad en varianza, ya que las transformaciones que éste exige se podrían ver dificultadas caso de haber realizado primero una diferenciación regular o estacional de la serie.

Los dos instrumentos utilizados para el análisis de esta estacionariedad son el gráfico de la serie –**Gráfico A.1**- y el diagrama rango/media –**Gráfico A.2**-.

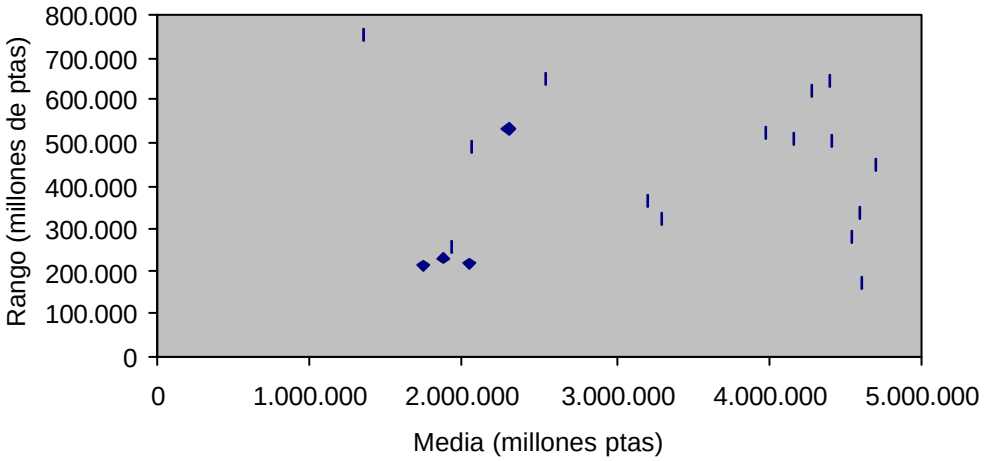
Gráfico A.1. Representación gráfica de la serie de recaudación real (en flujo móvil).



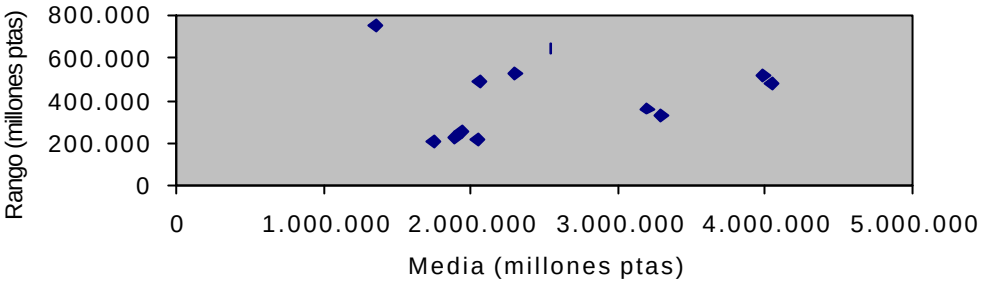
En el gráfico de la serie temporal se deberá analizar si la dispersión en la misma es constante a lo largo del tiempo. El **Gráfico A.1** nos da unos primeros indicios visuales de la constancia en la variabilidad de la recaudación durante todo el período. Un instrumento ulterior de ratificación de esta análisis viene dado por el **Gráfico A.2** que relaciona el rango y la media de la serie para períodos consecutivos de doce meses. Si tal gráfico no presenta una tendencia creciente ni decreciente, será señal de que la dispersión no aumenta ni disminuye de forma sistemática cuando lo hacen los valores medios y, por lo tanto, será posible defender la estacionariedad en varianza.

Gráfico A.2. Relación rango-media de la serie de recaudación real (en flujo móvil)

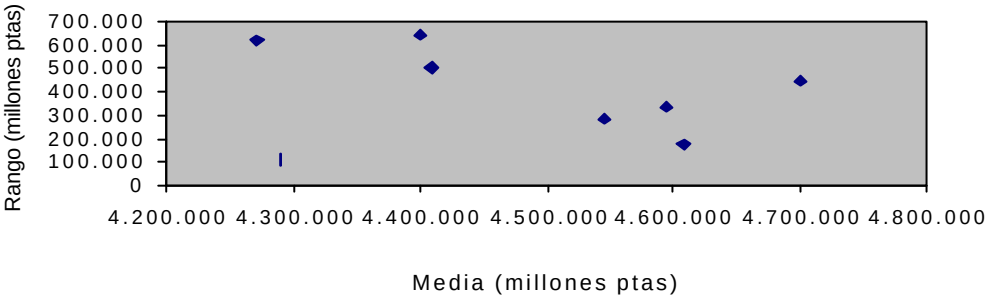
- **Período 1-1979, 12-1998.**



- **Período 1-1979, 5-1991.**



- **Período 6-1991, 12-1998**



A la vista de los gráficos parece claro, a partir de la ausencia de tendencia observada en cada uno de ellos, que no es necesario realizar ninguna transformación de la variable para conseguir su estacionariedad en varianza.

En cuanto al análisis de la estacionariedad en media, partimos del mismo análisis gráfico –representación gráfica de la serie de recaudación real, **Gráfico A.1**- con cierta evidencia de la presencia de una tendencia creciente, que ratificamos posteriormente al analizar el comportamiento del correlograma muestral –representación gráfica de la *FACM*- de la serie –**Gráficos A.3, A.4 y A.5**-. Para que la serie sea estacionaria se tiene que observar un rápido decrecimiento de los valores de esta función. En nuestro caso, los análisis efectuados muestran, en cualquiera de los períodos considerados, un decrecimiento lento de las autocorrelaciones, que vendrían a confirmar el citado

problema de la no estacionariedad en media y, por lo tanto, a recomendar una diferenciación regular de la serie.

Adicionalmente, el contraste de Daniel, que se basa en el cálculo de un estadístico Z que no debe superar el valor de la distribución normal -con un nivel de significación e determinado ($N_{e=5\%}$=1,96)- para aceptar la hipótesis de ausencia de tendencia en la serie, presenta un valor de 14 para el período global y de 11,11 y 0,93 para los períodos previos y posteriores a la concesión de la amnistía. Es decir, sólo para el período global y para el período previo a la amnistía este contraste determinaría la existencia de tendencia.

Por lo tanto, para la segunda parte de nuestra serie –a partir de junio de 1991- es más discutible sostener la presencia de tendencia en media. Una observación detallada del **Gráfico A.1** nos daría un segundo indicio de este hecho por lo que debería tenerse en cuenta a la hora de identificar una estructura determinada para esta parte de la serie. No obstante, pruebas ulteriores con correlogramas alternativos de la variable nos aconsejan diferenciar regularmente la recaudación también en este período posterior.

Un último paso, de este análisis viene dado por la identificación de D, número de diferenciaciones estacionales requeridas para que la serie sea totalmente estacionaria.

Sin que el gráfico de la serie sea muy concluyente en cuanto a la identificación de períodos estacionales en los que el valor de la recaudación sea muy distinto al observado en promedio durante el año, analizamos el comportamiento de los correlogramas muestrales correspondientes tanto a la serie sin transformación alguna (**gráficos A.3, A.4** y **A.5**) como diferenciada regularmente (**gráficos A.6, A.7** y **A.8**). En general, no observamos valores elevados en los retardos relevantes –p_{12}, p_{24},...,-, que es uno de los indicios de la presencia de este componente estacional. Este resultado queda reforzado al realizar el contraste de Kruskal-Wallis, y proporcionarnos un valor del estadístico H =0,28, para el período global, y de 0,59 y 1,54 para los períodos previos y posteriores a la amnistía, inferiores al valor del estadístico relevante: $c^2(11)$ = 19,7 ($e=5\%$). Estos resultados nos llevarían a aceptar la hipótesis nula de ausencia de componente estacional. Estimamos, en definitiva, pertinente no proceder a diferenciar estacionalmente la serie –$D=0$- en todos los períodos considerados.

Gráfico A.3. Correlograma muestral de la serie de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 1-1979, 12-1998 (*d=0, D=0*).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                     I
 1    .99                        +  IXX+XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX
 2    .97                     +     IXXXXX+XXXXXXXXXXXXXXXXXX
 3    .96                    +      IXXXXXX+XXXXXXXXXXXXXXXXX
 4    .95                   +       IXXXXXXX+XXXXXXXXXXXXXXXX
 5    .94                  +        IXXXXXXXX+XXXXXXXXXXXXXX
 6    .93                 +         IXXXXXXXXX+XXXXXXXXXXXXX
 7    .92                +          IXXXXXXXXXX+XXXXXXXXXXXX
 8    .91               +           IXXXXXXXXXXX+XXXXXXXXXXX
 9    .90              +            IXXXXXXXXXXXX+XXXXXXXXX
10    .89              +            IXXXXXXXXXXXX+XXXXXXXXX
11    .87             +             IXXXXXXXXXXXXX+XXXXXXXX
12    .86             +             IXXXXXXXXXXXXX+XXXXXXXX
13    .85            +              IXXXXXXXXXXXXXX+XXXXXX
14    .85           +               IXXXXXXXXXXXXXXX+XXXXX
15    .84           +               IXXXXXXXXXXXXXXX+XXXXX
16    .83           +               IXXXXXXXXXXXXXXX+XXXXX
17    .82          +                IXXXXXXXXXXXXXXXX+XXXX
18    .81          +                IXXXXXXXXXXXXXXXX+XXX
19    .80         +                 IXXXXXXXXXXXXXXXX+XX
20    .79         +                 IXXXXXXXXXXXXXXXX+XX
21    .78         +                 IXXXXXXXXXXXXXXXX+XX
22    .77        +                  IXXXXXXXXXXXXXXXXXX
23    .76        +                  IXXXXXXXXXXXXXXXXXX
24    .76        +                  IXXXXXXXXXXXXXXXXXX
25    .75       +                   IXXXXXXXXXXXXXXXXXX+
26    .74       +                   IXXXXXXXXXXXXXXXXX +
27    .72       +                   IXXXXXXXXXXXXXXXXX +
28    .71      +                    IXXXXXXXXXXXXXXXXX  +
29    .70      +                    IXXXXXXXXXXXXXXXX   +
30    .69      +                    IXXXXXXXXXXXXXXXX   +
31    .67      +                    IXXXXXXXXXXXXXXXX   +
32    .66     +                     IXXXXXXXXXXXXXXXX    +
33    .65     +                     IXXXXXXXXXXXXXXX     +
34    .64     +                     IXXXXXXXXXXXXXXX     +
35    .62     +                     IXXXXXXXXXXXXXXX     +
36    .61     +                     IXXXXXXXXXXXXXX      +
```

Gráfico A.4. Correlograma muestral de la serie de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 1-1979, 5-1991 (*d=0, D=0*).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                     I
 1    .96                       +   IXXX+XXXXXXXXXXXXXXXXXXX
 2    .92                     +     IXXXXXX+XXXXXXXXXXXXXXXX
 3    .89                   +       IXXXXXXXX+XXXXXXXXXXXXX
 4    .85                  +        IXXXXXXXXX+XXXXXXXXXXX
 5    .83                 +         IXXXXXXXXXX+XXXXXXXXXX
 6    .80                +          IXXXXXXXXXXX+XXXXXXXX
 7    .77               +           IXXXXXXXXXXXX+XXXXXX
 8    .74              +            IXXXXXXXXXXXXX+XXXXX
 9    .71            +               IXXXXXXXXXXXXXX+XXX
10    .67            +               IXXXXXXXXXXXXXX+XX
11    .64           +                IXXXXXXXXXXXXXXXX
12    .61           +                IXXXXXXXXXXXXXXX+
13    .59          +                 IXXXXXXXXXXXXXXX +
14    .57          +                 IXXXXXXXXXXXXXX  +
15    .55          +                 IXXXXXXXXXXXXXX  +
16    .53         +                  IXXXXXXXXXXXXX    +
17    .51         +                  IXXXXXXXXXXXXX    +
18    .48         +                  IXXXXXXXXXXXX     +
19    .47         +                  IXXXXXXXXXXXX     +
20    .46        +                   IXXXXXXXXXXX       +
21    .45        +                   IXXXXXXXXXXX       +
22    .44        +                   IXXXXXXXXXXX       +
23    .43        +                   IXXXXXXXXXXX       +
24    .42        +                   IXXXXXXXXXX        +
25    .40        +                   IXXXXXXXXXX        +
26    .39       +                    IXXXXXXXXXX         +
27    .37       +                    IXXXXXXXXX          +
28    .35       +                    IXXXXXXXXX          +
29    .33       +                    IXXXXXXXX           +
30    .31       +                    IXXXXXXXX           +
31    .29       +                    IXXXXXXX            +
32    .27       +                    IXXXXXXX            +
33    .25       +                    IXXXXXX             +
34    .22       +                    IXXXXXX             +
35    .20       +                    IXXXXX              +
36   .18       +                    IXXXX               +
```

Gráfico A.5. Correlograma muestral de la serie de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 6-1991, 12-1998 (*d=0, D=0*).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                     I
 1    .76                       +    IXXXX+XXXXXXXXXXXXXX
 2    .63                    +       IXXXXXXX+XXXXXXXX
 3    .54                   +        IXXXXXXXX+XXXXX
 4    .49                  +         IXXXXXXXXX+XX
 5    .42                  +         IXXXXXXXXX+X
 6    .33                 +          IXXXXXXXX  +
 7    .20                 +          IXXXXX     +
 8    .16                 +          IXXXX      +
 9    .16                 +          IXXXX      +
10    .12                 +          IXXX       +
11    .02                 +          I          +
12   -.08                 +        XXI          +
13    .01                 +          I          +
14    .08                 +          IXX        +
15    .09                 +          IXX        +
16    .09                 +          IXX        +
17    .08                 +          IXX        +
18    .11                 +          IXXX       +
19    .15                 +          IXXXX      +
20    .15                 +          IXXXX      +
21    .10                 +          IXXX       +
22    .06               +            IXX         +
23    .06               +            IX          +
24    .02               +            I           +
25   -.03               +          XI            +
26   -.11               +        XXXI            +
27   -.16               +       XXXXI            +
28   -.21               +      XXXXXI            +
29   -.20               +      XXXXXI            +
30   -.22               +     XXXXXXI            +
31   -.24               +     XXXXXXI            +
32   -.27               +    XXXXXXXI            +
33   -.25               +     XXXXXXI            +
34   -.22               +     XXXXXXI            +
35   -.20               +      XXXXXI            +
36   -.15             +         XXXXI             +
```

Por lo tanto, todo el análisis efectuado sólo recomienda realizar una diferenciación de la serie de recaudación real para conseguir la estacionariedad de la misma en todos los períodos considerados. Así, la nueva serie z_t es una transformación de la anterior y_t obtenida de la siguiente forma:

$z_t = (1-L)y_t = y_t - y_{t-1}$, donde L es un operador de retardos tal que $L^s y_t = y_{t-s}$, $\forall s \geq 0$.

Los correlogramas correspondientes a esta transformación son los que aparecen en los **Gráficos A.6, A.7 y A.8**.

Gráfico A.6. Correlograma muestral de la serie transformada de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 1-1979, 12-1998 (d=1).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                        I
 1   -.10                            XXXI  +
 2   -.14                            XXXI  +
 3    .06                            +  IX +
 4    .01                            +  I  +
 5   -.09                            +XXI  +
 6    .05                            +  IX +
 7    .05                            +  IX +
 8    .03                            +  IX +
 9    .04                            +  IX +
10    .13                            +  IXXX
11    .05                            +  IX +
12   -.43                     XXXXXXXX+XXI  +
13    .04                            +   IX  +
14    .06                            +   IXX +
15   -.02                            +   I   +
16    .06                            +   IXX +
17    .02                            +   I   +
18    .00                            +   I   +
19   -.01                            +   I   +
20   -.02                            +  XI   +
21    .02                            +   I   +
22   -.06                            + XXI   +
23   -.05                            +  XI   +
24    .07                            +   IXX +
25    .01                            +   I   +
26    .07                            +   IXX +
27    .02                            +   I   +
28   -.07                            + XXI   +
29    .04                            +   IX  +
30    .00                            +   I   +
31    .00                            +   I   +
32   -.01                            +   I   +
33    .05                            +   IX  +
34    .02                            +   IX  +
35    .11                            +   IXXX+
36   -.02                            +  XI   +
```

Gráfico A.7. Correlograma muestral de la serie transformada de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 1-1979, 5-1991 (d=1).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                        I
 1   -.04                          +  XI   +
 2   -.12                          +XXXI   +
 3    .11                          +   IXXX+
 4   -.05                          +  XI   +
 5   -.18                         X+XXXI   +
 6    .00                          +   I   +
 7    .17                          +   IXXXX
 8    .08                         +    IXX  +
 9   -.03                         +   XI    +
10    .10                         +    IXXX +
11    .10                         +    IXX  +
12   -.45                    XXXXXX+XXXXI    +
13    .01                         +    I    +
14    .02                         +    IX   +
15   -.06                         +  XXI    +
16    .06                         +    IXX  +
17    .04                         +    IX   +
18    .02                         +    I    +
19   -.07                         +  XXI    +
20   -.12                         + XXXI    +
21    .06                         +    IX   +
22    .01                         +    I    +
23   -.13                         + XXXI    +
24    .10                        +     IXXX  +
25   -.10                        +   XXI     +
26    .09                        +     IXX   +
27    .02                        +     IX    +
28   -.07                        +   XXI     +
29    .07                        +     IXX   +
30    .03                        +     IX    +
31   -.03                        +    XI     +
32    .06                        +     IXX   +
33    .03                        +     IX    +
34   -.06                        +    XI     +
35    .07                        +     IXX   +
36   -.03                        +    XI     +
```

Gráfico A.8. Correlograma muestral de la serie transformada de recaudación real por IRPF (en flujo móvil) para el período 6-1991, 12-1998 (d=1).

```
          -1.0  -.8  -.6  -.4  -.2   .0   .2   .4   .6   .8  1.0
            +----+----+----+----+----+----+----+----+----+----+
                                     I
 1   -.22                       X+XXXXI    +
 2   -.19                        XXXXXI    +
 3   -.05                       +    XI     +
 4    .09                       +     IXX   +
 5    .04                       +     IX    +
 6    .10                       +     IXX   +
 7   -.14                       + XXXXI     +
 8   -.09                       +   XXI     +
 9    .12                       +     IXXX  +
10    .14                       +     IXXXX +
11   -.01                       +     I     +
12   -.42                   XXXX+XXXXXI     +
13    .10                       +      IXX    +
14    .11                       +      IXXX   +
15    .02                       +      I      +
16    .03                       +      IX     +
17   -.04                       +     XI      +
18   -.06                       +    XXI      +
19    .06                       +      IXX    +
20    .13                       +      IXXX   +
21   -.03                       +     XI      +
22   -.08                       +    XXI      +
23    .10                       +      IXX    +
24   -.02                       +     XI      +
25    .05                       +      IX     +
26    .01                       +      I      +
27    .01                       +      I      +
28   -.14                       +   XXXI      +
29    .02                       +      IX     +
30    .06                       +      IXX    +
31    .03                       +      IX     +
32   -.09                       +    XXI      +
33   -.02                       +     XI      +
34    .01                       +      I      +
35   -.09                       +    XXI      +
36    .20                       +      IXXXXX +
```

Identificación y chequeo de los procesos estocásticos:

Precisamente son los correlogramas recogidos en los **Gráficos A.6, A.7** y **A.8** el punto de partida para la identificación del proceso estocático subyacente a los mismos. A través de la **Tabla A.1.** podemos tener un resumen de las características teóricas de las *FAC* y las *FAP* de determinados procesos y desde ahí podemos juzgar la adecuación de nuestras series a los referidos modelos.[2]

Tabla A.1. Características teóricas de la *FAC* y la *FAP* de los procesos estacionarios (Aznar y Trívez, 1993, p.160) .

	FAC	***FAP***
MA(q)	Se anula para retardos superiores a q	Decrecimiento rápido sin llegar a anularse
AR(p)	Decrecimiento rápido sin llegar a anularse	Se anula para retardos superiores a p
ARMA(p,q)	Decrecimiento rápido sin llegar a anularse	Decrecimiento rápido sin llegar a anularse

En nuestro caso, puede haber diversos procesos *ARIMA* susceptibles de generar las series, pero hemos optado por los modelos recogidos en las expresiones (3), (4) y (5) del texto. Los comentarios siguientes, en referencia a la fase de chequeo de las estimaciones, nos servirán para justificar la opción por estos procesos.

Para estimar los coeficientes que mostramos en la citada **Tabla 3**, utilizamos el programa econométrico *SCA*, que lleva a cabo una especificación según el denominado enfoque condicional. Los análisis requeridos en la fase de chequeo son los siguientes:

- análisis de los coeficientes estimados:

dicho análisis se efectúa, primero, por medio de contrastes de hipótesis sobre los parámetros de las series. En concreto, bajo el supuesto de normalidad de los residuos, es posible llegar a contrastes de significatividad individual de cada uno de los coeficientes, resultando un estadístico de contraste, que debe superar un determinado valor de la distribución *t (t*>2*)* para rechazar la hipótesis nula de ausencia de significatividad.

Los resultados obtenidos, recogidos en la **Tabla 3**, confirman la significatividad de las estructuras introducidas para el ruido en cualquiera de las series.

Para completar este análisis es conveniente estudiar las correlaciones entre los coeficientes estimados. Si esta fuera muy elevada, podría haber problemas de multicolinealidad. Las estimaciones efectuadas respecto a la matriz de correlaciones de los parámetros - $\hat{R}(\hat{B}) = \left\{ \hat{r}_{\hat{B}_i \hat{B}_j} \right\}$ *i, j* = 1, 2, ...,k- no parece identificar valores próximos, en valor absoluto, a la unidad, por lo que se disipa el referido problema de multicolinealidad.

- análisis de los residuos:

en este caso las sucesivas pruebas se van a centrar en las características presentadas por la serie de residuos estimadas: (u_1, u_2,…,u_t). En concreto, esta serie debe poder identificarse como un ruido blanco: media cero, varianza constante e incorrelación serial. Adicionalmente, debemos confirmar que las series residuales se distribuyen como una normal, utilizando para ello el contraste LM_N de Jarque y Vera.

Los resultados de los contrastes efectuados sobre la serie de residuos se adjuntan en la **Tabla A.2.**

Tabla A.2. Estimaciones realizadas sobre la serie de residuos.

	Media de los residuos y *t-valor*	**Q_{48} y valor crítico asociado**	**LM_N y valor crítico**
Residuos en período 1-1979, 12-1998	1232,53 (0,18)	37,5 (62,80)	441,34 (9,21)
Residuos en período 1-1979,5-1991	9567,70 (0,00)	37,1 (62,80)	198,04 (9,21)
Residuos en período 6-1991,12-1998	9036,30 (-0,80)	46,8 (60,46)	2,28 (9,21)

Desde esta perspectiva, la primera condición a cumplir por los residuos del modelo es que se pueda determinar que su media es cero. En la **Tabla A.2.** vemos cómo los *t-valores* de las medias de los residuos de las series, al no superar en valor absoluto el 2 fijado como crítico en este contraste *(e*=0,05*)*, no rechazan la hipótesis nula de valor cero para la media.

El contraste Ljung-Box tiene como objetivo probar que los coeficientes de autocorrelación muestral de los residuos, $r_j(u)$, tienden a cero[3].

Se trata de probar que los coeficientes de autocorrelación muestral de los residuos no son significativos. El estadístico Ljung-Box:

$$Q = T(T+2)\sum_{j=1}^{M}(T-j)^{-1}r_j^{\,2}(u)$$

se distribuye como una c^2 con *M-K* grados de libertad, donde *M* es el número de autocorrelaciones que se quieren contrastar y *K* el número de parámetros del modelo. Si el valor de los estadísticos no supera los valores críticos correspondientes se acepta la hipótesis nula de que tenemos un número suficientemente amplio –*M*=48- de autocorrelaciones iguales a cero. Esta regla de actuación parece que es la que se sigue

en cada una de las series estimadas si observamos los valores críticos presentados en la **Tabla A.2.**.

Una condición ulterior es la prueba de normalidad de los residuos. Para ello necesitamos calcular el estadístico LM_N de Jarque y Bera de contraste global de normalidad. En concreto, si el valor de este estadístico supera en nuestro caso el $\chi^2_{0,01}(2) = 9,21$ se rechaza la normalidad de la serie de residuos. Tal como vemos en la **Tabla A.2**, en los períodos global y anterior a la amnistía no podemos mantener el referido supuesto de normalidad. Este problema está estrechamente relacionado con la presencia de datos atípicos. Al identificar y estimar estos atípicos de forma conjunta con los procesos propuestos desaparece este problema de falta de normalidad.

Finalmente, el último requisito viene dada por la presencia de una varianza constante a lo largo de las series residuales. En este caso será el gráfico de los residuos el que nos confirmará o no una dispersión constante a lo largo del tiempo -**Gráficos A.9, A.10 y A.11**-. La observación de los gráficos, parece apoyar la hipótesis de homocedasticidad (a través de los gráficos también podemos observar que los residuos se sitúan en torno al eje de abscisas, por lo que queda reforzada la anterior afirmación de que su media es cero para cualquiera de las series).

Gráfico A.9. Representación gráfica de los residuos de la estimación del período 1-1979,12-1998.

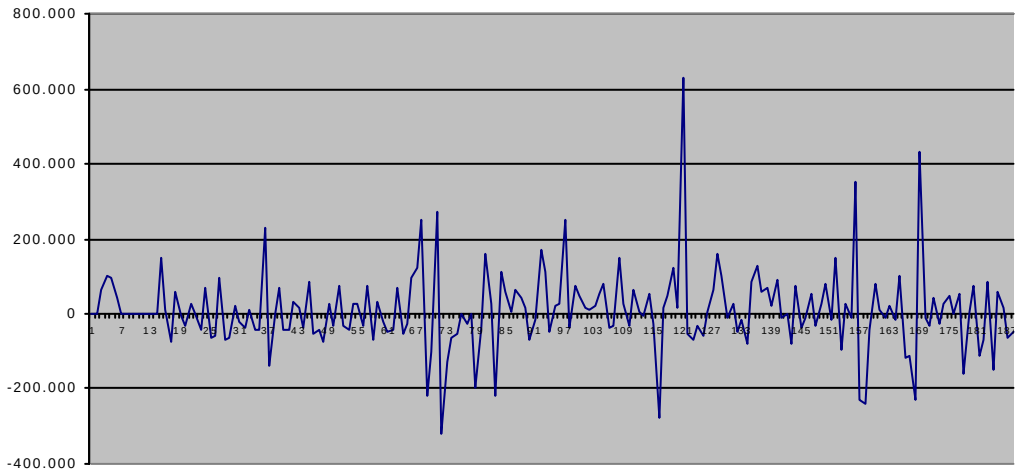


Gráfico A.10. Representación gráfica de los residuos de la estimación del período 1-1979,5-1991.

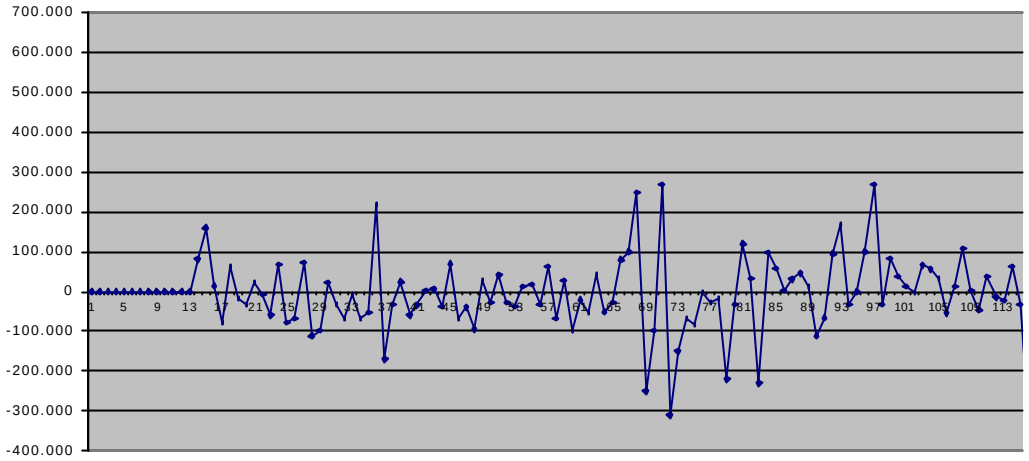
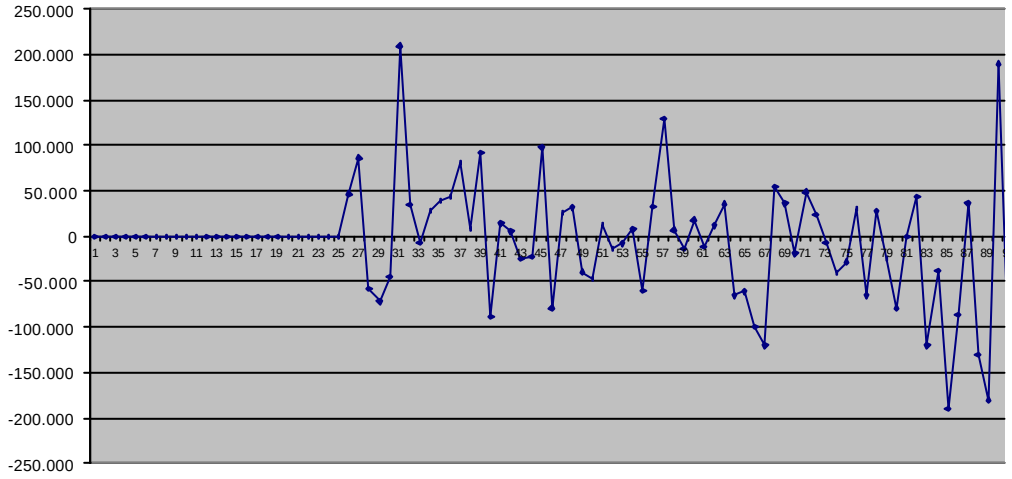


Gráfico A.11. Representación gráfica de los residuos de la estimación del período 6-1991,12-1998.



Una cuestión adicional que surge de la observación de los tres gráficos de residuos es la probable presencia de observaciones atípicas -*outliers*-, imposibles de especificar *a priori* y que, como hemos justificado en el texto, deberán ser estimadas en un proceso posterior para incorporarse en la modelización de las series. La introducción

y estimación de estas *outliers* contribuirá a suavizar la dispersión observada en los gráficos de residuos y a mejorar la capacidad explicativa de los modelos.

Outliers detectadas en las series:

El programa *SCA* es capaz de detectar estos atípicos a través de un procedimiento iterativo. Antes de describir esta detección recogemos sucintamente los distintos tipos de *outliers* analizados por la literatura

- *outlier* aditivo (*AO*):

suponiendo que z_t es la serie libre de *outliers* y que y_t es la serie observada, un *outlier* aditivo es un suceso que afecta a una serie en un sólo instante temporal:

$y_t = z_t + wI_t^{t_0}$, donde

$I_t^{t_0} = 1$ si t_0 y 0 si $t \neq t_0$, es la variable que representa la presencia o ausencia del outlier en el período t_0 y w es el efecto de dicho *outlier.*

- *outlier* innovacional (*IO*):

en este caso la *outlier* 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 podría ser la siguiente:

$$y_t = z_t + \frac{q(L)}{f(L)} wI_t^{t_0},$$

siendo $I_t^{t_0}$ la misma variable definida anteriormente.

- *outlier* cambio en nivel (*LS*):

ahora es un suceso que afecta a una serie en un período dado, y cuyo efecto es permanente. La definición viene dada por:

$$y_t = z_t + \frac{1}{(1-L)} wI_t^{t_0},$$

volviendo a ser $I_t^{t_0}$ la variable ya definida.

En concreto, para los distintos períodos con los que venimos trabajando, las *outliers* significativas (*t-valor* superior a 2) encontradas y su cuantificación y *t-valor* correspondientes son los que se detallan en la **Tabla A.3**.

Tabla A.3. Detección de *outliers* y cuantificación de las mismas en las series de recaudación.

Período 1-1979,5-1991			
observación	valor	*t-valor*	tipo
2-1985	163.200,04	3,46	*AO*
5-1985	272.189,81	3,47	*IO*
6-1985	-312.362,50	-3,64	*IO*
5-1986	-163.200,04	3,46	*AO*
7-1987	272.548,85	3,31	*IO*
2-1989	-332.177,10	-3,68	*IO*
7-1989	555.180,82	5,84	*IO*

Período 6-1991,12-1998			
observación	valor	*t-valor*	tipo
7-1993	214.658,43	3,43	*IO*
1-1998	-197.120,80	-3,60	*LS*
5-1998	-173.973,02	-3,24	*IO*
6-1998	187.430,82	3,20	*AO*

Las implicaciones de los resultados de la **Tabla A.3** tienen una doble dimensión. En primer lugar, si ahora estimamos de nuevo los procesos *ARIMA* previamente identificados para los períodos previos y posteriores a la amnistía, pero ahora introduciendo adicionalmente las *outliers* identificadas, la capacidad explicativa de los modelos mejora. En concreto, la nueva desviación típica del modelo estimado para el período previo se reduce en un 34% frente a la de la especificación sin atípicos, mientras que para el período posterior tal reducción es del 27%. Es decir, los modelos estimados han ganado notablemente en contenido informativo y, desde ahí, podemos esperar unas predicciones más precisas.

En segundo lugar, la forma de los atípicos identificados y la detección del momento en que aparecen pueden ser especialmente útiles para poder explicar puntos de ruptura estructural en las series no identificados previamente. Así, las *outliers* cuya forma es *LS* o *IO* son, sin duda, indicativas de sucesos cuyo impacto en la recaudación

es permanente y tal como se describe en el **apartado 6** del texto, pueden guiar la nueva búsqueda de hipótesis explicativas del comportamiento serial durante el período.

---

[1] La transformada Box-Cox es una variable $y_t^{(\lambda)}$ tal que para $\lambda \neq 0$ su valor es $y_t^{(\lambda)} - 1/\lambda$ y para $\lambda = 0$ su valor es $\ln y_t$.

[2] En teoría, deberíamos tener en cuenta las representaciones gráficas de las *FAPM* de los distintos períodos pero, en aras a la brevedad, consideramos que los correlogramas mostrados pueden servir para justificar la identificación de las estructuras estocáticas.

[3] Los $r_j(u)$ se definen como:

$$r_j(u) = \frac{\sum_{t=j+1}^{T} (u_t - \bar{u}) \cdot (u_{t-j} - \bar{u})}{\sum_{t=1}^{T} (u_t - \bar{u})^2}$$

Bibliografía:

Agencia Tributaria, Servicio de Auditoría Interna: *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. Análisis de series temporales, Vol. II*, Barcelona: Ariel.

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

Das-Gupta, A. y D. Mookherjee (1995): “Tax Amnesties in India: an Empirical Evaluation”, Institute for Economic Development, *Discussion Paper Series*, Nº 53, Boston University.

Dirección General de Tributos: *Recaudación y estadísticas de la reforma tributaria*, varios vols., Madrid.

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.

Leonard, H. y R. Zeckhauser (1987): "Amnesty Enforcement and Tax Policy", en L. Summers, ed., *Tax Policy and the Economy*, Cambridge: The MIT Press, pp. 55-85.

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

Olivella, P. (1992): *"Las amnistías fiscales: descripción y análisis económico"*, Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo, Nº5, Madrid.

Olivella, P. (1996): "Tax amnesties and Tax Evasion Inertia", *Public Finance*, Nº 51 (4), pp. 572-589.

Pérez, J.A. (1992): "La regularización fiscal y sus influencias económicas", *Cuadernos de Actualidad*, Nº4, pp.109-117.

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.