



Revista de Economía Aplicada

ISSN: 1133-455X

rea@unizar.es

Universidad de Zaragoza

España

CAPÓ, JAVIER; OLIVER, XISCO
EFECTO REDISTRIBUTIVO, ESTABILIZADOR Y ASEGURAMIENTO DE LA POLÍTICA FISCAL
Revista de Economía Aplicada, vol. X, núm. 29, 2002, pp. 59-80
Universidad de Zaragoza
Zaragoza, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=96917636003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

EFECTO REDISTRIBUTIVO, ESTABILIZADOR Y ASEGURAMIENTO DE LA POLÍTICA FISCAL*

JAVIER CAPÓ

XISCO OLIVER

Universitat de les Illes Balears

El debate sobre la UME ha planteado la cuestión de si ésta debe dotarse de un mecanismo de estabilización fiscal a nivel federal. La respuesta a esta pregunta requiere conocer el grado de estabilización que los presupuestos nacionales de los países miembros proporciona a las regiones que los integran. El propósito de nuestro trabajo es evaluar las funciones redistributiva y estabilizadora del presupuesto español aplicando metodologías desarrolladas por la literatura sobre los efectos económicos de las federaciones fiscales. Hemos realizado un análisis a nivel de comunidades autónomas y a nivel provincial, para el periodo 1967-1997, utilizando datos de panel. Dentro de la función estabilizadora hemos tratado de delimitar la que procede de transferencias fiscales interregionales, que denominamos aseguramiento. Los resultados obtenidos evidencian la escasa relevancia económica de la función estabilizadora del presupuesto español, no superior al 10%, de la que aproximadamente una tercera parte podemos considerar aseguramiento.

Palabras claves: política fiscal, redistribución, estabilización y aseguramiento fiscal.

Clasificación JEL: E62, H20, H22, H23, H24.

Como es bien sabido la actividad presupuestaria central ayuda a las regiones con problemas y ofrece un seguro regional. Este tipo de aseguramiento ha sido objeto de discusión en el debate sobre áreas monetarias comunes. Se dice que el aseguramiento fiscal compensa la incapacidad de una región para modificar sus términos de comercio con el resto del mundo, incluyendo otras partes de la unión monetaria, alterando el tipo de cambio de sus monedas. La rigidez de precios y salarios y la escasa movilidad laboral de la UE hacen

(*) Agradecemos los útiles comentarios de Eugeni Aguiló, Javier Rey-Maqueira, Amedeo Spadaro, Andreu Sansó y Antoni Matas, así como las sugerencias de los dos evaluadores anónimos. También, deseamos expresar nuestra gratitud a los asistentes al seminario de la Universitat de les Illes Balears, en que se discutió una primera versión el 20 de octubre de 2000. No obstante, nos responsabilizamos en exclusiva de cualquier error.

que el principal instrumento para mitigar las perturbaciones asimétricas en la UME sea la política fiscal, la cual se puede ejercer desde un ámbito supranacional, es decir, centralizado a nivel de la UE, o bien se puede aplicar a nivel de cada estado miembro. Existe bastante controversia sobre si la UME debe acompañarse de un presupuesto federal de gran envergadura, similar al de EEUU o, si por el contrario, es preferible mantener la política fiscal a nivel nacional. En esta discusión juega un papel crucial la evaluación de la capacidad estabilizadora de los presupuestos nacionales de los países de la UME sobre las regiones que los integran.

El propósito de nuestro trabajo es introducir nuevos elementos a este debate evaluando las funciones redistributiva y estabilizadora del presupuesto español. Partiendo de la metodología econométrica utilizada en otros trabajos, hemos realizado un análisis a nivel de comunidades autónomas y a nivel provincial, para el periodo 1967-1997, utilizando datos de panel. Dentro de la función estabilizadora hemos tratado de delimitar la que procede de transferencias fiscales interregionales, que denominamos aseguramiento. Los resultados obtenidos evidencian la escasa relevancia económica de la función estabilizadora del presupuesto español, inferior al 10%, de la que aproximadamente una tercera parte la podemos considerar aseguramiento.

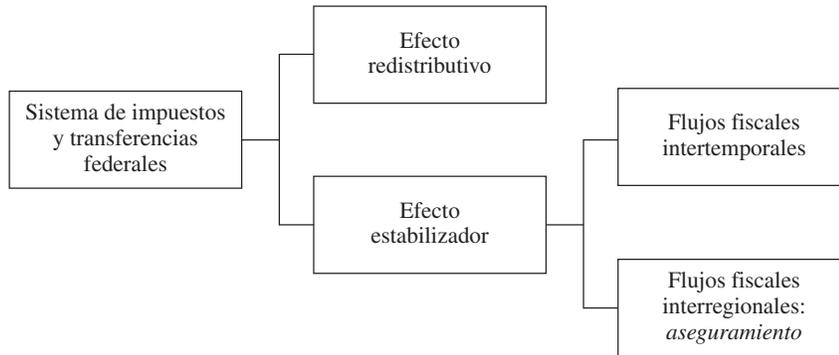
El artículo sigue la siguiente estructura: en la sección 1 analizamos las funciones macroeconómicas de la política fiscal; en la sección 2 comentamos los resultados y metodología de diversos trabajos empíricos que evalúan los efectos de los presupuestos de EEUU y de algunos países de la UE; en la sección 3 exponemos la metodología seguida para realizar nuestras estimaciones para el caso español; en la sección 4 describimos los datos utilizados; en la sección 5 recogemos los resultados obtenidos; y, por último, en la sección 6 comentamos las conclusiones a las que hemos llegado.

1. LAS FUNCIONES MACROECONÓMICAS DEL PRESUPUESTO EN UN ÁREA MONETARIA

Con el fin de evaluar las funciones macroeconómicas del presupuesto en un área monetaria utilizaremos como unidad de análisis un grupo de regiones que forman parte de una federación fiscal. Cada una de ellas administra un presupuesto propio y a nivel federal existe también un presupuesto. El presupuesto federal obtiene sus ingresos principalmente de impuestos establecidos y exigidos en las regiones, y parte de sus gastos son transferencias a las familias residentes en dichas regiones. El análisis se puede aplicar tanto a las regiones que forman parte de un país como a países que potencialmente pueden formar parte de una federación fiscal europea. Normalmente, se distinguen dos funciones fiscales básicas: la función redistributiva y la función de estabilización¹. Si lo que preocupa son las divergencias regionales, se deben destacar las políticas redistributivas; mientras

(1) En el análisis no tenemos en cuenta la función de asignación, fundamentalmente la provisión de bienes públicos. Pecando de generalización, podemos afirmar que, dada la característica espacial de los bienes públicos, existe una razón para que su provisión se realice a distintos niveles, de forma que cada bien público se decida y se pague dentro de los confines de la jurisdicción en la que se producen los beneficios.

que si la atención se pone en las perturbaciones asimétricas, se debe hacer hincapié en las políticas de estabilización.



La función redistributiva refleja la preocupación por la equidad y la cohesión dentro de un grupo. Ésta tiene como objetivo compensar las desigualdades estructurales entre regiones, medidas por la renta *per cápita* de sus habitantes. La redistribución ajusta los gastos y los impuestos en respuesta a los cambios relativos de la actividad económica y no tiene en cuenta ni la dirección ni la extensión del cambio previo. El presupuesto federal ejerce de forma automática la función redistributiva, ya que la carga fiscal recae principalmente en las regiones con rentas más altas y las transferencias benefician básicamente a las regiones con rentas relativamente más bajas.

La función estabilizadora se refiere a la compensación de los efectos de las fluctuaciones asimétricas que sufren las regiones². La estabilización está relacio-

(2) Como indica Eichengreen (1990) la estabilización a través de transferencias fiscales se justifica exclusivamente si los mecanismos de protección social no pueden ser proporcionados por el mercado. Un individuo en teoría podría adelantar renta futura endeudándose para compensar una caída temporal de su renta, de forma que a través de transferencias intertemporales su renta se mantuviera estable. Sin embargo, las restricciones de liquidez a que se enfrentan los individuos, y que se acrecientan en las recesiones, hacen poco viable esta alternativa. Otra posibilidad es que el trabajador venda parte de su renta esperada a otro trabajador, con un empleo distinto y de otra región, y le compre parte de la suya. De esta forma lograría reducir la variabilidad de su renta a través del mercado. Los problemas relacionados con el riesgo moral y con decisiones erróneas impiden esta posibilidad de diversificación de las carteras de capital humano. Por último, una alternativa consiste en que individuos diversifiquen el riesgo regional a través de la adquisición de activos financieros cuyos rendimientos tengan una correlación negativa con sus flujos de renta. Esta posibilidad también es muy limitada, ya que la riqueza financiera es sólo una pequeña parte de la riqueza de los individuos y una gran parte de esa riqueza financiera consiste en sus viviendas cuyo valor está claramente correlacionado con el ciclo regional. La evidencia empírica disponible muestra que la diversificación exterior de los activos contribuye más a suavizar la variabilidad del consumo en los EEUU que en la UE [ver Atkinson y Bayoumi (1993) y Sørensen y Yosha (1998)].

nada con cambios dinámicos en las condiciones económicas, lo que implica cambios en los gastos e ingresos fiscales en respuesta a los cambios cíclicos con relación a la tendencia normal y sin tener en cuenta los niveles iniciales.

La función de estabilización se puede realizar a nivel regional a través de un presupuesto contracíclico que suavice la renta disponible, lo que supone transferencias intertemporales, o mediante un presupuesto federal, que alivie las fluctuaciones regionales a través de transferencias interregionales automáticas, el cual ayuda a compartir el riesgo de perturbaciones asimétricas [ver Fatás (1998) y Kauffmann y Laval (1999)].

Un presupuesto con propiedades contracíclicas puede reducir la variabilidad de la renta disponible regional y, con ello, estabilizar el gasto en consumo. La estabilización actuará, principalmente, a través de impuestos sobre la renta y prestaciones por desempleo. Al margen de los estabilizadores automáticos, existe la posibilidad de adoptar medidas discrecionales que estimulen la demanda agregada en las recesiones y suavicen el ciclo. Un presupuesto contracíclico implica el traspase de recursos públicos de un periodo a otro, por lo que el déficit público en que incurre la región en las recesiones supondrá un aumento de los impuestos en el futuro. De esta forma, se produce un aseguramiento a través de compartir los riesgos de fluctuaciones con las generaciones futuras.

La estabilización a nivel federal, a través de transferencias interregionales, no supone a priori incurrir en un déficit presupuestario. Si una región sufre una recesión, recibe transferencias que se financian con los mayores ingresos fiscales que se obtienen en las regiones en expansión. Ello implica que las perturbaciones asimétricas que deben compensarse son de tal naturaleza que tienen efectos recesivos en ciertas regiones y expansivos en otras. Cuando la estabilización se realiza a través de transferencias interregionales tiene un carácter asegurador, ya que el riesgo del conjunto es menor que la suma del riesgo de cada una de las regiones, siempre que las perturbaciones asimétricas tengan una correlación negativa perfecta.

En la práctica es muy difícil distinguir entre estas funciones de la política fiscal. El sistema fiscal progresivo que se utiliza para la redistribución desde las rentas más altas hacia las más bajas también forma parte de los estabilizadores automáticos que tratan de reducir la varianza de la renta disponible de las familias. La estabilización a través de transferencias interregionales y transferencias intertemporales se produce simultáneamente a menos que las rentas regionales tengan una correlación negativa perfecta. Si la recesión en una región no se compensa con la expansión en otra de las regiones, la estabilización supondrá la aparición de un déficit federal, aunque de menor magnitud del que habría tenido que soportar el presupuesto regional en caso de que la función estabilizadora se realizase a este nivel. Por lo que el conjunto de regiones se verá obligado a subir los impuestos en el futuro, dando lugar a transferencias intertemporales.

La distinción entre estabilización a través de transferencias intertemporales y transferencias interregionales es clave en la discusión sobre las necesidades de una federación fiscal en la UME. La estabilización intertemporal es el recurso que establece la UME a través de presupuestos nacionales anticíclicos. La cuestión es si éste es un recurso suficiente y en qué medida un sistema de transferencias interregionales debería complementarlo.

2. EL PRESUPUESTO DE LA UME FRENTE AL DE EEUU

La principal diferencia en la política fiscal estabilizadora entre EEUU y la UME radica en el nivel en que se ejecuta: a nivel federal en EEUU y a nivel nacional en la UME.

En cuanto a la capacidad estabilizadora de la política fiscal realizada a través de transferencias de carácter supranacional dentro de la UE, la evidencia empírica, sobre la base de la comparación del presupuesto federal de EEUU y del presupuesto de la UE, es poco esperanzadora. Así lo confirman diversos estudios, entre los que podemos mencionar los de Sala-i-Martin y Sachs (1992)³, De la Dehesa y Krugman (1992) y Bayoumi y Masson (1995), quienes llegan a la conclusión de que, mientras el presupuesto federal de EEUU compensa automáticamente aproximadamente entre el 30% y el 40% de la caída de renta de una región/estado ante un impacto asimétrico, una región/nación no podría ser compensada por el presupuesto europeo más que entre un 0,5% y un 1% de su caída de renta, ante una recesión asimétrica. El motivo se encuentra, como destacan De la Dehesa y Krugman, en que mientras el presupuesto federal representa el 55% del presupuesto de los Estados, el presupuesto comunitario apenas alcanza el 3% de los presupuestos de los Estados miembros y además más de la mitad del presupuesto comunitario se dedica a la agricultura. De la Dehesa (1992) sostiene que Estados Unidos ha implantado un federalismo fiscal muy eficaz para proteger a las regiones, al menos parcialmente, del impacto de los *shocks* asimétricos. El acierto de la política regional estadounidense reside, según él, en haberse centrado en la solución de problemas o crisis específicamente regionales, en lugar de buscar un equilibrio, en teoría deseable, entre regiones o dentro de ellas.

A pesar de la evidencia de las cifras aportadas, debemos tener cuidado al extrapolar estos resultados a la futura UME. El análisis se concentra en el presupuesto federal de EEUU e ignora las finanzas públicas estatales y locales. Muchos estados de EEUU tienen requerimientos estatutarios o constitucionales de presupuesto equilibrado, aunque las restricciones no obligan a todos por igual. Los requerimientos de equilibrio presupuestario producen una política procíclica, exacerbando los efectos de un *shock* asimétrico. Otra matización, recogida por Bini-Smaghi y Vori (1993), es que a menudo se olvida que el seguro de desempleo en EEUU se administra mayoritariamente por los estados, no a nivel federal. Este se financia, principalmente, con impuestos a las empresas. En los estados, afectados por un *shock* adverso, el aumento del desempleo proporcionará un aumento de las dificultades presupuestarias, lo cual puede urgir a mayores impuestos o a una reducción en los beneficios por desempleo, incrementando los efectos macroeconómicos de la perturbación y presumiblemente ofreciendo un incentivo a la migración. En este sentido otros estudios ofrecen resultados más modestos sobre el grado de estabilización ofrecido por el presupuesto federal de EEUU: Von Hagen (1991) lo sitúa en el 10%; Pisani-Ferri, Italianer y Lescuere (1993) en un 20,3%; Asdrubali, Sørensen y Yosha (1996) en un 13%; Obstfeld y Peri (1998) en un 10%; y, Mélitz y Zumer (1998) entre un 17,4% y un 20,3%.

(3) La principal crítica al trabajo de Sala-i-Martin y Sachs (1992) es que no distingue en la política fiscal federal de EEUU entre la función redistributiva y la función estabilizadora.

Los distintos resultados obedecen a alguna de las siguientes causas: utilizar la renta o el producto; distintos periodos de tiempo; diferencias en la definición de la renta disponible, en los impuestos y transferencias que incluye; y distintas especificaciones y métodos de estimación. Sala-i-Martin y Sachs (1992) estiman la elasticidad de la recaudación de impuestos y de las transferencias del ente federal

a las regiones estimando $\ln \left(\frac{x_i}{x_{USA}} \right) = a_i + b_i \ln \left(\frac{Y_i}{Y_{USA}} \right)$, donde x_i es la recaudación

de impuestos o transferencias del ente federal en la región, x_{USA} es la recaudación de impuestos o transferencias del ente federal en todo el ámbito federal, Y_i es la renta regional, Y_{USA} es la renta federal, a_i es una constante regional y e_i es el término de error. Se trata de datos *per cápita* y en términos reales. Al tomar las variables en niveles no distingue entre el efecto estabilizador y el efecto redistribución. Von Hagen (1992) estima también elasticidades con la siguiente especificación, $\Delta \ln(x_i) = a_i + b_i \Delta \ln(y_i) + e_i$, donde x_i es la recaudación de impuestos o transferencias del ente federal en la región, Y_i es el PIB regional, a_i es una constante regional y e_i es el término de error. Se trata de datos *per cápita* y en términos reales. En los impuestos excluye las contribuciones a la Seguridad Social, lo que infravalora la estabilización. Pisani-Ferry, Italianer y Lescure (1993) estiman el efecto estabilizador del presupuesto federal mediante un modelo macroeconómico a pequeña escala de una región dentro de un país (que constituye una unión monetaria), en el que simulan los efectos de una perturbación de demanda (concretamente una caída de las exportaciones equivalente al 1% del PIB), y de esta forma obtienen el grado de estabilización que proporciona el presupuesto federal. Bayoumi y Masson (1995) distinguen la función redistributiva de la de estabilización estimando regresiones en niveles y en diferencias de la renta disponible sobre la renta, donde ambas variables se normalizan con relación al total nacional. Estiman el papel de

la estabilización a través de la siguiente ecuación: $\Delta \left(\frac{Yd_i}{Yd_{USA}} \right) = \alpha_i + \beta_i \Delta \left(\frac{Y_i}{Y_{USA}} \right) + \mu_i$,

donde Yd_i es la renta disponible de la región, Yd_{USA} es la renta disponible del ente federal, Y_i es la renta regional, Y_{USA} es la renta federal, α_i es una constante regional y μ_i es el término de error. Se trata de datos *per cápita* y en términos reales. El valor del efecto estabilizador es igual a $1 - \beta$. Méltz y Zumer (1998) adoptan una especificación idéntica a la de Bayoumi y Masson (1995) pero utilizan el método de datos de panel en lugar de estimaciones individuales, por lo que el β es el mismo para todas las regiones. Además, no sólo consideran los efectos contemporáneos sino que también tienen en cuenta los efectos dinámicos. Asdrubali, Sørensen y Yosha (1996) estiman la estabilización sobre la renta y el consumo ofrecida por los mercados de capitales, el gobierno federal y los mercados de crédito. La ecuación estimada para la estabilización presupuestaria federal es $\Delta \ln Y_i^1 - \Delta \ln Yd_i^1 = \alpha_{F,t} + \beta_F \Delta \ln PIB_i^1 + \mu_{F,t}^1$, donde Yd_i es la renta disponible de la región, Y_i es la renta regional, PIB_i es el producto regional, $\alpha_{F,t}$ recoge efectos fijos temporales y $\mu_{F,t}^1$ es el término de error. Se trata de datos *per cápita* y en términos reales. La estimación se realiza mediante datos de panel. Obstfeld y Peri (1998)

utilizan una especificación de vectores autorregresivos bivalente, basado en las mismas variables que Bayoumi y Masson (1995) y Méltiz y Zumer (1998). Otra metodología es la usada por Fatás (1998), quien calcula la estabilización a través de la expresión $\tau = 1 - \frac{\sigma_{i,d}}{\sigma_i}$ donde τ es el efecto estabilizador, $\sigma_{i,d}$ es la desviación estándar de la renta disponible regional y σ_i es la desviación estándar de la renta regional.

En la comparación entre EEUU y la UME es importante tener presente que las autoridades regionales de EEUU generalmente no ejecutan políticas fiscales de carácter compensatorio, ya que son responsabilidad del gobierno federal. En cambio, en la futura UME, los estados miembros tienen soberanía en materia de política fiscal y tienen la capacidad de orientar la política fiscal nacional, pudiendo suavizar los efectos de un *shock* asimétrico. En este sentido, Bayoumi y Masson (1995), Méltiz y Zumer (1998) afirman que la estabilización ofrecida por los gobiernos nacionales en la UE es comparable a la que ocurre en los sistemas federales de EEUU o Canadá⁴.

La mayoría de trabajos comentados no distingue la estabilización ofrecida por las transferencias interregionales de la provista por las intertemporales. Esta separación es contemplada por Fatás (1998), quien obtiene que el presupuesto federal de EEUU sólo absorbe un 10% del cambio en la renta de los estados a través de la estabilización interregional. El resto, un 20%, lo hace a través de transferencias intertemporales. El nivel de aseguramiento lo estima a través de $\lambda = 1 - \frac{\sigma_{i,p}}{\sigma_i}$, donde λ es el efecto aseguramiento (estabilización mediante transferencias interregionales), $\sigma_{i,p}$ es la desviación estándar de la renta disponible permanente regional, que incluye los pagos futuros de impuestos, y σ_i es la desviación estándar de la renta regional.

3. EVALUACIÓN DE LOS EFECTOS REDISTRIBUTIVO, ESTABILIZADOR Y DE ASEGURAMIENTO DEL PRESUPUESTO ESPAÑOL

Hemos estimado los efectos redistributivo, estabilizador y de aseguramiento que proporciona el presupuesto español a las regiones que lo integran, realizando una desagregación provincial y otra por comunidades autónomas para el periodo 1967-1997. Para calcular la estabilización y el aseguramiento hemos utilizado dos

(4) Bayoumi y Masson (1995) sitúan el nivel de estabilización de los presupuestos de Alemania, Francia, Reino Unido, Holanda y Bélgica en un 30,8%. Méltiz y Zumer (1998) obtienen que el grado de estabilización del presupuesto de Francia se encuentra entre el 17,4% y el 19,4% y el del presupuesto del Reino Unido entre el 21% y el 25,9%. Mediante un modelo econométrico de simulación a gran escala, Pisani-Ferry, Italianer y Lescure (1993) obtienen que la estabilización del PNB ofrecido por el presupuesto de Francia y Alemania es del 35%. Sin embargo, la estabilización proporcionada por el presupuesto nacional parece ser menor en los países del sur de Europa. Obstfeld y Peri (1998) obtienen que la estabilización proporcionada por el presupuesto italiano es escasamente del 3% (resultado no significativo estadísticamente) y Alberola y Asdrubali (1997) sitúan la estabilización ejercida por el presupuesto español en un 2,5%. Nuestros resultados, expuestos en el siguiente epígrafe, confirman el escaso efecto estabilizador del presupuesto español.

especificaciones alternativas: una similar a la seguida por Bayoumi y Masson (1995), Méltiz y Zumer (1998) y Obstfeld y Peri (1998), que utilizan las variables regionales en términos relativos respecto a los valores nacionales; y la otra, similar a la utilizada por Asdrubali, Sørensen y Yosha (1996), que no utiliza las variables en términos relativos y que incluye variables artificiales temporales. En ambos casos, hemos utilizado datos de panel. Los beneficios de aseguramiento regional del presupuesto los hemos obtenido a partir de la expresión de renta permanente de Fatás (1998).

Alberola y Asdrubali (1997) analizaron los distintos canales de estabilización, incluido el fiscal, para las provincias españolas en el periodo 1973-1993. En el trabajo nos centramos en la estabilización fiscal, además de evaluar la magnitud de la redistribución, proporcionada por el conjunto de las transferencias a las familias, las cotizaciones sociales y los impuestos directos sobre las familias⁵. Además, tratamos de distinguir la estabilización que proviene de transferencias intertemporales de la que se obtiene mediante transferencias interregionales (aseguramiento). El análisis lo extendemos tanto para comunidades autónomas como para provincias y evaluamos los efectos contemporáneos y de largo plazo.

3.1. Redistribución

La medición del efecto redistributivo a largo plazo la hemos realizado regresando la renta familiar disponible sobre la renta directa antes de impuestos y transferencias. Usando los datos medios sobre un periodo suficientemente largo de tiempo, logramos que la regresión se abstraiga de los factores cíclicos de corto plazo. El coeficiente obtenido nos da una medida directa del grado en que el sistema de impuestos y transferencias federales reduce las desigualdades de renta.

La importancia de los flujos fiscales federales en la redistribución de renta entre regiones la hemos estimado usando una regresión de corte transversal de la siguiente forma:

$$\bar{X}_{d,i} = \alpha_R + \beta_R \bar{X}_i + \mu_i \quad (i = 1, 2, \dots, M) \quad [1]$$

Hay M observaciones de corte transversal. Donde hemos aplicado las siguientes definiciones: i se refiere a una región individual; $X_{d,i}$ es igual a $Y_{d,i}/Y_{d,N}$; $Y_{d,i}$ es la renta familiar disponible *per cápita* de la región i ; $Y_{d,N}$ es la renta familiar disponible *per cápita* de la nación; \bar{X}_i es igual a Y_i/Y_N ; Y_i es la renta directa *per cápita* antes de impuestos y transferencias de la región i ; Y_N es la renta directa *per cápita* antes de impuestos y transferencias de la nación; $\bar{X}_{d,i}$ y \bar{X}_i son medias a lo largo del tiempo; α_R es una constante nacional; y μ es el término de error. El valor de la redistribución viene dado por $(1 - \beta_R)$.

3.2. Estabilización

La importancia de los flujos fiscales federales en la estabilización de la renta regional la hemos estimado mediante un modelo autorregresivo y con retardos

(5) Alberola y Asdrubali (1997) incluyen los impuestos sobre la renta de las empresas.

distribuidos [ARDL (1,1)], que recoge la dinámica de la relación. En primer lugar, hemos usado una especificación con las variables normalizadas con relación al total nacional. La expresión adopta la siguiente forma:

$$X_{d,it} = \alpha_{Ei} + \delta X_{d,i,t-1} + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T) \quad [2]$$

Donde el subíndice t indica el año y hay T periodos de tiempo. Hemos aplicado las siguientes definiciones: α_{Ei} son los efectos fijos o heterogeneidad no observada; y ε es el término de error.

En lugar de estimar la ecuación [2] hemos utilizado su transformación paramétrica, ya que estamos interesados en obtener la relación de corto plazo⁶. La especificación que estimamos adopta la forma de la expresión [3]:

$$\Delta X_{d,it} = \alpha_{Ei} + \beta_0 \Delta X_{it} + (\delta - 1) \left[X_{d,i,t-1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{\delta - 1} X_{i,t-1} \right] + \varepsilon_{it}$$

Y redefiniendo los parámetros obtenemos,

$$\Delta X_{d,it} = \alpha_{Ei} + \beta_0 \Delta X_{it} + \gamma_1 X_{d,i,t-1} + \gamma_2 X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

El valor de la estabilización a corto plazo, que es el que nos interesa, viene dado por $(1 - \beta_0)$. El coeficiente obtenido nos da una medida directa del grado en que el sistema de impuestos y transferencias federales reduce las perturbaciones cíclicas sobre la renta. La expresión $1 + \frac{\gamma_2}{\gamma_1}$ es el valor de la estabilización a largo plazo⁷.

También hemos estimado el nivel de estabilización ofrecido por el presupuesto federal mediante una especificación que utiliza las variables en términos absolutos y que incluye variables artificiales temporales. Concretamente, hemos evaluado la importancia de los flujos fiscales federales en la estabilización de la renta regional de la siguiente forma:

$$Y_{d,it} = \alpha_{Ei} + \nu_{Et} + \delta Y_{d,i,t-1} + \beta_0 Y_{it} + \beta_1 Y_{i,t-1} + u_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T) \quad [4]$$

(6) La transformación nos permite estimar β_0 consistentemente sin tenernos que preocupar por si las variables están cointegradas o no. Se han realizado contrastes de estacionariedad y cointegración de las variables, no siendo concluyentes debido a la escasa potencia de este tipo de contrastes y al limitado número de observaciones temporales disponibles.

(7) En el supuesto de que las variables estén cointegradas existe una relación de largo plazo y la elasticidad a largo plazo de la renta disponible respecto de la renta viene definida por $\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \delta} = \frac{-\gamma_2}{\gamma_1}$,

donde γ_1 es la velocidad de ajuste y es negativa. El grado de estabilización viene dado por uno menos la elasticidad de la renta disponible respecto de la renta directa. En caso de que las variables no estén cointegradas β_0 nos sigue proporcionando la elasticidad de corto plazo.

Al igual que antes, hemos estimado la expresión transformada de la siguiente forma

$$\Delta Y_{d,it} = \alpha_{Ei} + v_{Et} + \beta_0 \Delta Y_{it} + \gamma_1 Y_{d,i,t-1} + \gamma_2 Y_{i,t-1} + u_{it} \quad [5]$$

Donde v_{Et} son efectos fijos temporales, que capturan el impacto de perturbaciones inobservables sobre la tasa de crecimiento de un año concreto sobre todas las regiones, lo que permite interpretar el valor de $(1 - \beta_0)$ como el montante de estabilización a corto plazo frente a *shocks* asimétricos; la expresión $1 + \frac{\gamma_2}{\gamma_1}$ es el valor de la estabilización a largo plazo⁸; y u es el término de perturbación.

Con ambas especificaciones, las estimaciones previas evidencian la existencia de heterocedasticidad de sección cruzada o entre grupos (regiones)⁹. Dicho problema se ha reducido parcialmente porque hemos tomado las variables en logaritmos y hemos utilizado valores *per cápita* en términos reales. Además, todas nuestras estimaciones se han realizado de forma que los errores estándar y las covarianzas fuesen robustas, gracias a que hemos calculado errores estándar de White consistentes con heterocedasticidad. Hemos realizado nuestras estimaciones utilizando mínimos cuadrados generalizados factibles iterados (MCGFI) para el supuesto de heterocedasticidad entre grupos, ya que dicho método permite estimar eficientemente un modelo en el que cada grupo (región) presenta una variabilidad diferenciada [Greene (1999), págs. 565-569].

3.3. Aseguramiento

El nivel de estabilización, previamente estimado, no es una buena medida del aseguramiento interregional porque no considera los pagos futuros de impuestos generados por el déficit corriente del presupuesto federal. Para internalizar dichos pagos utilizaremos la expresión de renta permanente utilizada por Fatás (1998).

Si definimos la renta familiar disponible absoluta como $R_d = (1 - \tau)R$, donde τ es el nivel de estabilización proporcionado por el presupuesto federal y R es la renta directa absoluta antes de impuestos y transferencias, el déficit presupuestario federal en que se habrá incurrido como consecuencia de la función estabilizadora será igual a:

$$\tau \sum_{i=1}^M (YT_i - R_i) \quad (i = 1, 2, \dots, M)$$

Donde YT es la renta tendencial antes de impuestos y transferencias¹⁰.

(8) Ver nota 7.

(9) Así lo demuestran los contrastes de razón de verosimilitud realizados. Este es el contraste consistente más potente para verificar la existencia de este tipo de heterocedasticidad [Greene (1999), págs. 477-481].

(10) Hemos calculado la serie de la renta tendencial regional aplicando la tasa media de crecimiento regional sobre la primera observación. Fatás (1998) utiliza la renta media del periodo, lo que conlleva que los primeros años sean de déficit y los últimos de superávit, debido a la tendencia de la renta.

Cada región pagará en el futuro impuestos asociados con el déficit corriente del presupuesto federal. Si internalizamos estos pagos obtenemos la siguiente definición de renta disponible permanente:

$$R_{p,it} = (1 - \tau)R_{it} - q \cdot \tau \sum_{i=1}^M (YT_{it} - R_{it})$$

Con ello asumimos que los impuestos se dividen proporcionalmente entre las regiones, según el peso de su renta directa en el total nacional (q). La expresión implica que todos los cambios en el entorno actual tienen un efecto sobre la renta disponible permanente. Claramente, esta expresión no es igual a la renta permanente en sentido estricto, ya que los periodos futuros no están incluidos. Para simplificar el análisis hemos traído al presente todas las implicaciones futuras de los cambios corrientes en el saldo presupuestario. También hemos ignorado la posibilidad de que el tipo de interés tenido en cuenta por el gobierno sea diferente del considerado por el resto de agentes.

Para calibrar el valor de τ hemos utilizado nuestras estimaciones previas del efecto estabilizador. Con ello, calculamos la renta permanente tal como la hemos definido y estimamos los beneficios de aseguramiento que proporciona el presupuesto federal aplicando datos de panel a las expresiones [7] y [9] que se presentan a continuación.

La primera especificación utilizada, en valores relativos respecto al valor nacional, es similar a la empleada en primer lugar para estimar el nivel de estabilización, y tiene la forma siguiente:

$$Z_{p,it} = \alpha_{Ai} + \varphi Z_{p,i,t-1} + \phi_0 X_{it} + \phi_1 X_{i,t-1} + \omega_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T) \quad [6]$$

La definición de las variables es la siguiente: $Z_{p,i}$ es igual a $Y_{p,i}/Y_{p,N}$; $Y_{p,i}$ es la renta permanente *per cápita* de la región i ; $Y_{p,N}$ es la renta permanente *per cápita* de la nación; X_i es igual a Y_i/Y_N ; Y_i es la renta directa *per cápita* antes de impuestos y transferencias de la región i ; Y_N es la renta directa *per cápita* antes de impuestos y transferencias de la nación; y ω es el término de error.

Al igual que en la estabilización, estimamos la expresión [6] reparametrizada definida por:

$$\Delta Z_{p,it} = \alpha_{Ai} + \phi_0 \Delta X_{it} + \psi_1 Z_{p,i,t-1} + \psi_2 X_{i,t-1} + \omega_{it} \quad [7]$$

El valor del aseguramiento viene dado por $(1 - \phi_0)$. El coeficiente obtenido nos da una medida directa del grado en que el sistema de impuestos y transferencias federales reduce las perturbaciones cíclicas sobre la renta mediante flujos fiscales interregionales.

Para medir el grado de aseguramiento también hemos usado una especificación alternativa a la anterior, utilizando las variables en términos absolutos e introduciendo *dummies* temporales. La expresión queda recogida en la siguiente ecuación:

$$Y_{p,it} = \alpha_{Ai} + \nu_{At} + \varphi Y_{p,i,t-1} + \phi_0 Y_{it} + \phi_1 Y_{i,t-1} + \eta_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, M; t = 1, 2, \dots, T) \quad [8]$$

Transformando [8] obtenemos la siguiente expresión:

$$\Delta Y_{p,it} = \alpha_{At} + v_{At} + \phi_0 \Delta Y_{it} + \psi_1 Y_{p,i,t-1} + \psi_2 Y_{i,t-1} + \eta_{it} \quad [9]$$

Donde v_{At} son efectos fijos temporales que capturan el impacto de años específicos sobre las tasas de crecimiento, lo que permite interpretar el valor de $(1 - \phi_0)$ como el montante de aseguramiento frente a *shocks* asimétricos; y η es el término de perturbación.

Al igual que en las estimaciones precedentes hemos tomado, en ambos casos, las variables en logaritmos y utilizado valores *per cápita* en términos reales para reducir los problemas de heterocedasticidad. Debido a que la renta permanente es una variable generada, y la utilizamos como regresor, hemos realizado la estimación por el método de variables instrumentales (VI). Al introducir un regresor generado estamos introduciendo un error de medida en la variable, lo que provoca que la covarianza entre el término de perturbación y el regresor generado sean diferentes de cero, con lo que al estimar por MCO estamos incurriendo en un sesgo. Como el regresor problemático es la renta permanente en niveles retardada un periodo debemos buscar un instrumento que no esté correlacionado con la perturbación, pero que al mismo tiempo esté muy correlacionada con el regresor; por tanto, utilizaremos la renta permanente en niveles retardada dos periodos.

4. LOS DATOS

Hemos utilizado datos de flujos anuales con periodicidad bianual, correspondientes a los años impares del periodo 1967-1997, tomados del BBV (Banco de datos SOPHINET)¹¹. Esta fuente proporciona una definición de renta disponible conforme al SEC-REG, que es un modelo regionalizado de Contabilidad Nacional, definido por Eurostat. Gracias a ello, disponemos de un marco homogéneo que permite hacer comparaciones internacionales para aquellos países que sigan la recomendación de Eurostat. Se trata de una serie homogénea en el tiempo, con desagregación espacial a nivel provincial y a nivel de comunidades autónomas, lo que nos permite construir el panel. Todas las variables se han expresado en términos *per cápita* y reales¹². La renta directa incluye las rentas del trabajo de los residentes, las rentas mixtas y las rentas de capital de las familias (intereses y dividendos y rentas inmobiliarias). La renta familiar disponible es igual a las rentas directas, más las transferencias de renta a las familias, menos las cotizaciones sociales y menos los impuestos directos sobre las familias. Consideramos únicamente los flujos que se producen entre las familias por una parte, y el Estado junto a la Seguridad Social por otra. No consideramos los flujos fiscales que se producen entre las empresas y las administraciones públicas ni las transferencias que reciben las administraciones territoriales (comunidades autónomas y corporaciones locales) del Estado.

(11) Císcar (1992) y Alberola y Asdrubali (1997) también utilizan la misma fuente en sus trabajos sobre la economía española.

(12) Pesetas constantes de 1986.

En el periodo considerado ha habido numerosos cambios legislativos que han acompañado tanto a la terciarización y apertura al exterior de la economía española, como al cambio de régimen político iniciado en 1975. Desde 1978 cambian en España tanto los objetivos como los instrumentos de la intervención pública y ese cambio tan profundo establece un línea divisoria clara. Hemos intentado recoger los cambios políticos y legislativos más importantes al valorar el efecto redistributivo analizando dos subperiodos, el primero de 1967 a 1977 y el segundo entre 1979 y 1997. En el primer subperiodo el tamaño del sector público español es muy reducido (relación gasto público/PIB situada en el 25%), no existe prácticamente progresividad en el impuesto sobre la renta (la ley del IRPF se aprueba en 1978) y el gasto de cobertura del desempleo es muy reducido. En el segundo subperiodo estas condiciones han cambiado de forma drástica, dado que el tamaño del sector público ha aumentado (hasta superar el 40% del PIB), se aplica plenamente un impuesto progresivo sobre la renta personal y los gastos por desempleo son mucho más elevados. Sin embargo, el reducido tamaño de la muestra impide realizar la misma fragmentación temporal para estimar consistentemente la magnitud del efecto estabilizador.

5. LOS RESULTADOS

Los resultados detallados se recogen en el anexo. Hemos realizado estimaciones para todo el periodo muestral, 1967-1997, y para el efecto redistributivo para los subperiodos 1967-1977 y 1979-1997.

5.1. Redistribución

El nivel de redistribución que ha proporcionado el presupuesto español, a nivel de comunidades autónomas, durante el periodo 1967-1997 es del 25% (ver cuadro 1). Este efecto redistributivo ha aumentado considerablemente en los últimos años, siendo del 21,5% en el subperiodo 1967-1977 y del 26,8% durante

Cuadro 1: REDISTRIBUCIÓN COMUNIDADES AUTÓNOMAS

		1967-1997	1967-1977	1979-1997
Variable dependiente: Renta disponible media ($\bar{X}_{d,i}$)				
Variable explicativa de interés: Renta directa media (\bar{X}_i)				
Método: Mínimos cuadrados ordinarios				
Número de observaciones: 17				
CCAA	β_R	0,749566 (0,040571)	0,785449 (0,016400)	0,731685 (0,060872)
	Redistribución ($1 - \beta_R$)	0,250434	0,214551	0,268315
	R ²	0,977046	0,992312	0,956525
	Significación Conjunta (F)	638,4878	1936,189	330,0290

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis y son consistentes con la heterocedasticidad.

1979-1997. Los resultados a nivel provincial son muy similares (ver cuadro 2). El efecto redistributivo en el periodo 1967-1997 alcanzó un nivel del 26,75%, fue del 22,85% en el subperiodo 1967-1977 y del 28,9% durante 1979-1997.

Como era de esperar, la mayor importancia de los gastos por desempleo y de la progresividad del impuesto sobre la renta en el subperiodo 1983-1997 da lugar a un incremento de la magnitud del efecto redistributivo. El aumento de progresividad del impuesto sobre la renta se produce al final del primer subperiodo con la aprobación de la Ley de Medidas Urgentes de Reforma Fiscal (1977) y, especialmente, con la Ley del IRPF (1978), y además, la progresividad de las cotizaciones sociales aumenta a partir de 1978 ya que se cotiza sobre el salario (siempre que esté comprendido entre la base mínima y máxima), mientras que anteriormente se cotizaba sobre bases tarifadas.

La comparación de los resultados obtenidos con los de otros trabajos similares evidencian que el sistema fiscal federal español reduce las desigualdades de renta a largo plazo en una proporción mayor que los sistemas federales de EEUU y Canadá, similar al del Reino Unido y algo inferior al de Francia¹³.

Cuadro 2: REDISTRIBUCIÓN PROVINCIAS

		1967-1997	1967-1977	1979-1997
Variable dependiente: Renta disponible media ($\bar{X}_{d,i}$)				
Variable explicativa de interés: Renta directa media (\bar{X}_i)				
Método: Mínimos cuadrados ordinarios				
Número de observaciones: 50				
CCAA	β_R	0,732453 (0,026868)	0,771452 (0,020782)	0,710859 (0,036130)
	Redistribución ($1 - \beta_R$)	0,267547	0,228548	0,289141
	R ²	0,969129	0,983151	0,947080
	Significación Conjunta (F)	1506,852	2800,790	859,0250

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis y son consistentes con la heterocedasticidad.

5.2. Estabilización

Los cuadros 3 y 4 recogen el efecto estabilizador con la especificación con variables regionales en términos relativos respecto al nivel nacional y la especi-

(13) Bayoumi y Masson (1995) obtienen un nivel de redistribución, mediante impuestos, cotizaciones sociales y transferencias, de casi un 18% para EEUU y Canadá, y del 22% y del 39,2% respectivamente, si se incluyen las subvenciones. Méltz y Zumer (1998) cifran los efectos para EEUU y Canadá en un 16,4% y 18,1% respectivamente, y en un 38% para Francia y un 26% para el Reino Unido. Por último, Obstfeld y Peri (1998) cuantifican el grado de redistribución, mediante impuestos, cotizaciones sociales, transferencias y subvenciones, en un 19% para EEUU y un 47% para Canadá.

cación con *dummies* temporales. Ambos casos los hemos estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y por mínimos cuadrados generalizados factibles iterados para el supuesto de heterocedasticidad entre grupos (MCGI). La evidencia

Cuadro 3: ESTABILIZACIÓN COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Variable dependiente: Δ Renta disponible ¹ Variable explicativa de interés: Δ Renta directa ² Periodo muestral: 1969-1997 Número de regiones: 17 Número de observaciones: 255			
		Especificación en términos relativos [3]	Especificación con <i>dummies</i> temporales [5]
M C O	β_0	0,870453 (0,043815)	0,899117 (0,044177)
	Estabilización corto plazo ($1 - \beta_0$)	0,129547	0,100883
	γ_1	-0,253372 (0,045845)	-0,244365 (0,052607)
	γ_2	0,178547 (0,049500)	0,174472 (0,051788)
	Estabilización largo plazo ($1 + \gamma_2/\gamma_1$)	0,295316	0,286018
Significación Conjunta (F)		347,95	420,92
M C G I	β_0	0,893349 (0,03563)	0,935471 (0,026974)
	Estabilización corto plazo ($1 - \beta_0$)	0,106651	0,064529
	γ_1	-0,285478 (0,42882)	-0,311868 (0,05427)
	γ_2	0,236023 (0,047888)	0,280121 (0,054335)
	Estabilización largo plazo ($1 + \gamma_2/\gamma_1$)	0,173236	0,101796
Significación Conjunta (F)		391,82	1036,49

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis debajo del parámetro y son consistentes con la heterocedasticidad. El contraste de significación conjunta que se presenta corresponde con el estadístico F.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

MCGI: mínimos cuadrados generalizados factibles iterados.

(1) Es $\Delta X_{d,it}$ para la especificación en términos relativos y $\Delta Y_{d,it}$ para la especificación con *dummies* temporales.

(2) Es ΔX_{it} para la especificación en términos relativos y ΔY_{it} para la especificación con *dummies* temporales.

Cuadro 4: ESTABILIZACIÓN PROVINCIAS

Variable dependiente: Δ Renta disponible¹
 Variable explicativa de interés: Δ Renta directa²
 Periodo muestral: 1969-1997
 Número de regiones: 50
 Número de observaciones: 750

		Especificación en términos relativos [3]	Especificación con <i>dummies</i> temporales [5]
M C O	β_0	0,951384 (0,018709)	0,953175 (0,017276)
	Estabilización corto plazo ($1 - \beta_0$)	0,048616	0,046825
	γ_1	-0,277179 (0,027442)	-0,282360 (0,029636)
	γ_2	0,248215 (0,029133)	0,246966 (0,029981)
	Estabilización largo plazo ($1 + \gamma_2/\gamma_1$)	0,104496	0,125351
Significación Conjunta		1757,90	1173,49
M C G F I	β_0	0,937987 (0,015648)	0,941026 (0,012847)
	Estabilización corto plazo ($1 - \beta_0$)	0,062013	0,058974
	γ_1	-0,27134 (0,021067)	-0,298527 (0,024105)
	γ_2	0,253565 (0,023573)	0,274446 (0,024126)
	Estabilización largo plazo ($1 + \gamma_2/\gamma_1$)	0,065508	0,080666
Significación Conjunta		2098,12	1879,24

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis debajo del parámetro y son consistentes con la heterocedasticidad. El contraste de significación conjunta que se presenta corresponde con el estadístico F. MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

MCGI: mínimos cuadrados generalizados factibles iterados.

(1) Es $\Delta X_{d,it}$ para la especificación en términos relativos y $\Delta Y_{d,it}$ para la especificación con *dummies* temporales.

(2) Es ΔX_{it} para la especificación en términos relativos y ΔY_{it} para la especificación con *dummies* temporales.

de heterocedasticidad de sección cruzada nos lleva a elegir los resultados por MCGI como los adecuados¹⁴.

(14) Los resultados obtenidos por MCO se incluyen como referencia y para denotar la robustez de las estimaciones.

Los flujos fiscales federales proporcionaron, en el periodo 1969-1997, un grado de estabilización a corto plazo a las comunidades autónomas españolas (ver cuadro 3) de entre un 10,6%, con la primera especificación, con valores relativos, y un 6,4%, con la segunda, con *dummies* temporales. La estabilización a largo plazo es algo mayor, de entre un 17,3% y un 10,2%, respectivamente¹⁵.

El grado de estabilización a corto plazo a nivel provincial proporcionado por el sistema fiscal federal (ver cuadro 4), durante el periodo 1969-1997, fue del 6,2% con la primera especificación y del 5,9% con la segunda especificación. La estabilización a largo plazo es algo mayor, de entre un 6,5% y un 8%, respectivamente. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Alberola y Asdrubali (1997), que lo cifran en un 2,5%, y evidencian la escasa entidad estabilizadora del sistema fiscal español en comparación con los resultados obtenidos para otros países en trabajos similares al nuestro¹⁶. Sin embargo, los resultados obtenidos probablemente infravaloran la magnitud del efecto estabilizador que el presupuesto español proporciona actualmente a las regiones españolas ya que nuestra estimación incorpora un periodo 1967-1977 donde la progresividad impositiva era muy reducida, al igual que la cuantía de los gastos de cobertura del desempleo.

5.3. Aseguramiento

La renta permanente, necesaria para obtener el grado de aseguramiento, la hemos calculado utilizando el valor del efecto estabilizador obtenido anteriormente.

Los resultados del aseguramiento a nivel autonómico se recogen en el cuadro 5. El grado de aseguramiento obtenido con ambas especificaciones no es estadísticamente distinto de cero, lo que supondría que la estabilización proveniente de flujos fiscales interregionales es muy pequeña.

El aseguramiento frente a perturbaciones asimétricas, durante el periodo 1971-1997, conseguido por las provincias españolas mediante el sistema de impuestos y transferencias centralizado fue muy similar con ambas especificaciones (ver cuadro 6): del 1,6%, con variables relativas respecto al nivel nacional, y del 1,9%, si utilizamos la especificación con *dummies* temporales. Dado que el grado de estabilización total, transferencias intertemporales más interregionales, se situó alrededor de un 6%, obtendríamos que el aseguramiento habría significado aproximadamente entre un 25% y un 30% de la estabilización total, respectivamente¹⁷.

(15) Es importante recordar que únicamente tiene sentido hablar de relación a largo plazo si las variables están cointegradas.

(16) Bayoumi y Masson (1995) cifran el grado de estabilización en un 30% para EEUU y un 17% para Canadá. Asdrubali, Sørensen y Yosha (1996) cuantifican la estabilización proporcionada por el sistema federal de EEUU en un 13%. Méltiz y Zumer (1998) cifran los efectos estabilizadores para EEUU entre un 17,4% y un 20,3%; para Canadá entre un 9,5% y un 14,4%; entre un 17,4% y un 19,4% para Francia; y entre un 21% y un 26% para el Reino Unido. Por último, Obstfeld y Peri (1998) cuantifican el grado de estabilización, mediante impuestos, cotizaciones sociales, transferencias y subvenciones, en un 10% para EEUU y un 13% para Canadá.

(17) No tiene sentido hablar de aseguramiento a largo plazo ya que la estabilización por flujos interregionales es contemporánea.

Cuadro 5: ASEGURAMIENTO COMUNIDADES AUTÓNOMAS

Variable dependiente: Δ Renta disponible permanente¹
 Variable explicativa de interés: Δ Renta directa²
 Periodo muestral: 1969-1997
 Número de regiones: 17
 Número de observaciones: 255

		Especificación en términos relativos ($\tau = 0,1066$) [7]	Especificación con <i>dummies</i> temporales ($\tau = 0,0645$) [9]
M C O	ϕ_0	0,967018 (0,008026)	0,984899 (0,006423)
	Aseguramiento ($1 - \phi_0$)	0,032982	0,015101
	ψ_1	-0,799273 (0,102123)	-0,893092 (0,093928)
	ψ_2	0,774067 (0,096997)	0,875438 (0,091549)
	Significación Conjunta	15669,11 (20)	31137,9 (19)
V I	ϕ_0	1,025896 (0,129997)	0,967213 (0,027349)
	Aseguramiento ($1 - \phi_0$)	-0,025898(*)	0,032787
	ψ_1	-3,324203 (4,674599)	0,658043 (1,809812)
	ψ_2	3,234608 (4,542846)	-0,646564 (1,777909)
	Significación Conjunta	2250,71 (20)	93875,8671 (19)

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis y son consistentes con la heterocedasticidad.

El contraste de significación conjunta que se presenta corresponde con el test de Wald de significación conjunta; junto al dato se presentan los grados de libertad de la χ^2 correspondiente.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

VI: método de variables instrumentales. Como instrumento se ha utilizado la variable renta permanente en niveles retardada dos periodos, para subsanar los potenciales problemas de correlación con el término de perturbación de la variable explicativa renta permanente en niveles retardada un periodo, ya que al ser una variable generada puede introducir un error de medida que sesgue las estimaciones. No obstante, si comparamos los resultados que obtenemos con el método de variables instrumentales y con el método de mínimos cuadrados ordinarios, veremos que las diferencias son prácticamente nulas, lo que nos lleva a la idea de que el sesgo introducido por el hecho de utilizar un regresor generado, en nuestro caso, tiende a cero.

(*) Pese a que nos da un valor del aseguramiento negativo en el caso de variables en términos relativos al utilizar el método de variables instrumentales, el valor no es estadísticamente diferente de cero.

(1) Es $\Delta Z_{p,it}$ para la especificación en términos relativos y $\Delta Y_{p,it}$ para la especificación con *dummies* temporales.

(2) Es ΔX_{it} para la especificación en términos relativos y ΔY_{it} para la especificación con *dummies* temporales.

Cuadro 6: ASEGURAMIENTO PROVINCIAS

Variable dependiente: Δ Renta disponible permanente¹
 Variable explicativa de interés: Δ Renta directa²
 Periodo muestral: 1969-1997
 Número de regiones: 50
 Número de observaciones: 750

		Especificación en términos relativos ($\tau = 0,062$) [7]	Especificación con <i>dummies</i> temporales ($\tau = 0,059$) [9]
M C O	ϕ_0	0,984018 (0,004081)	0,983741 (0,003309)
	Aseguramiento ($1 - \phi_0$)	0,015982	0,016259
	ψ_1	-0,858878 (0,043608)	-1,009125 (0,044961)
	ψ_2	0,853712 (0,043626)	0,999936 (0,044489)
	Significación Conjunta	69530,47 (53)	93888,97 (52)
V I	ϕ_0	0,983983 (0,00421)	0,981104 (0,006364)
	Aseguramiento ($1 - \phi_0$)	0,016017	0,018896
	ψ_1	-0,990995 (0,323898)	-1,956453 (0,711913)
	ψ_2	0,984331 (0,320029)	1,934204 (0,702409)
	Significación Conjunta	59334,04 (53)	1235,74 (52)

Nota: errores estándar aparecen entre paréntesis y son consistentes con la heterocedasticidad.

El contraste de significación conjunta que se presenta corresponde con el test de Wald de significación conjunta; junto al dato se presentan los grados de libertad de la χ^2 correspondiente.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

VI: método de variables instrumentales. Como instrumento se ha utilizado la variable renta permanente en niveles retardada dos periodos, para subsanar los potenciales problemas de correlación con el término de perturbación de la variable explicativa renta permanente en niveles retardada un periodo, ya que al ser una variable generada puede introducir un error de medida que sesgue las estimaciones. No obstante, si comparamos los resultados que obtenemos con el método de variables instrumentales y con el método de mínimos cuadrados ordinarios, veremos que las diferencias son prácticamente nulas, lo que nos lleva a la idea de que el sesgo introducido por el hecho de utilizar un regresor generado, en nuestro caso, tiende a cero.

(1) Es $\Delta Z_{p,it}$ para la especificación en términos relativos y $\Delta Y_{p,it}$ para la especificación con *dummies* temporales.

(2) Es ΔX_{it} para la especificación en términos relativos y ΔY_{it} para la especificación con *dummies* temporales.

6. CONCLUSIONES

Gracias a los resultados obtenidos al analizar la redistribución y la estabilización del sistema fiscal centralizado español podemos afirmar que los efectos redistributivos del sistema de impuestos y transferencias español son cuantitativamente más importantes que el grado de estabilización que proporcionan. La cuantía del efecto redistributivo se sitúa en torno al 25%, con lo cual su contribución a la reducción de las desigualdades de renta a largo plazo es similar al de otros países desarrollados. La mayor progresividad del impuesto sobre la renta y el incremento de los gastos por desempleo en el subperiodo 1983-1997 dan lugar a un aumento de la magnitud del efecto redistributivo. La estabilización frente a perturbaciones asimétricas que ofrece el sistema fiscal español es poco relevante económicamente (entre el 6% y el 10,6%, dependiendo del nivel de agregación regional), y resulta muy inferior a la de otros países. Por lo cual, el presupuesto español prácticamente no compensa las perturbaciones asimétricas sufridas por las regiones. Ahora bien, en caso de existir relación a largo plazo, el grado de estabilización sería algo mayor a nivel de comunidades autónomas (entre un 17% y un 10%), pero apenas aumenta a nivel provincial (entre un 6% y un 8%). Sin embargo, los resultados obtenidos probablemente infravaloran la magnitud del efecto estabilizador que el presupuesto español proporciona actualmente a las regiones españolas, ya que nuestra estimación incorpora un periodo 1967-1977 donde la progresividad impositiva es muy reducida, al igual que la cuantía de los gastos de cobertura del desempleo. Dentro de la escasa entidad del efecto estabilizador de los flujos fiscales, las transferencias interregionales, aseguramiento, supondrían un 30%, por lo que las transferencias intergeneracionales representarían en torno al 70% de la estabilización.

La evidencia obtenida sobre la reducida magnitud del efecto estabilizador de la política fiscal española podría apoyar la idea de la necesidad de instrumentar un mecanismo específico de estabilización fiscal a nivel federal en la UME que complementase los sistemas nacionales.

Una de las novedades del trabajo desarrollado ha sido introducir dinámica en la valoración del efecto estabilizador mediante la utilización de un modelo autorregresivo con retardos distribuidos, cuya transformación nos ha permitido distinguir el efecto de corto plazo del de largo plazo. Además, hemos realizado las estimaciones mediante el método de mínimos cuadrados generalizados factibles iterados para corregir la heterocedasticidad entre grupos que presentaban los datos. Hemos utilizado dos expresiones de las variables alternativas, comunes en la literatura, una en valores normalizados con respecto al total nacional y otra con valores absolutos y variables artificiales temporales, obteniendo resultados muy similares, lo cual es una evidencia de la robustez de las estimaciones. La principal aportación del trabajo es el desarrollo de la contribución de Fátas (1998), tratando de separar la estabilización que proviene de transferencias intertemporales de la que proviene de transferencias interregionales (aseguramiento), utilizando datos de panel y estimando por variables instrumentales.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberola, E. y P. Asdrubali (1997): "How do countries smooth regional disturbances? Risksharing in Spain: 1973-1993", *Documento de Trabajo del Banco de España-Servicio de Estudios*, n.º 9724.
- Asdrubali, P., B. Sørensen y O. Yosha (1996): "Channels of interstate risk sharing: United States 1963-1990", *The Quarterly Journal of Economics*, november 1996, págs. 1081-1110.
- Atkeson, A. y T. Bayoumi (1993): "Do Private Capital Markets Insure Regional Risk? Evidence from the United States and Europe", *Open Economies Review*, IV, págs. 303-324.
- Bayoumi, T. y P.R. Masson (1995): "Fiscal flows in the United States and Canada: lessons for monetary union in Europe", *European Economic Review*, n.º 39, págs. 253-274.
- Bini-Smaghi, L. y S. Vori (1993): "Rating the EC as an Optimal Currency Area", *Temi di discussione del Servizio Studi*, Banca d'Italia, n.º 187.
- Ciscar, J.C. (1992): "Estabilización y redistribución de la renta provincial en España (1967-1987)", *Documento de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, n.º 9216.
- De la Dehesa, G. (1992): "Las consecuencias regionales de la Unión Económica y Monetaria", *Información Comercial Española*, n.º 710 (octubre).
- De la Dehesa, G. y P. Krugman (1992): "EMU and the Regions", *The Group of Thirty, Occasional paper*, n.º 39, Washington D.C.
- Fatás, A. (1998): "Does EMU need a fiscal federation?", *Economic Policy*, n.º 26 (abril), págs. 165-203.
- Granger, C. y P. Newbold (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, II, págs. 419-455.
- Greene, W.H. (1998): "Análisis Económico", Tercera edición, *Prentice Hall Iberia*, Madrid (1999).
- Kauffmann, P. y B. Laval (1999): "Unión Económica y Monetaria y federalismo fiscal: la experiencia francesa", *Papeles de Economía Española*, n.º 80, págs. 123-135.
- Méltiz, J. y S. Vori (1993): "National Insurance against Unevenly Distributed Shocks in a European Monetary Union", *Reserches Economiques de Louvain* 59 (1-2), págs. 81-104.
- Méltiz, J. y F. Zumer (1998): "Regional redistribution and stabilization by the centre in Canada, France, the United Kingdom and the United States: New estimates based on panel data econometrics", *Working Paper of the Centre for Economic Policy Research*, n.º 1829.
- Obstfeld, M. y G. Peri (1998): "Regional non-adjustment and fiscal policy", *Economic Policy*, n.º 26, págs. 207-259.
- Phillips, P.C.B. (1986): "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, XXXIII, págs. 311-340.
- Pisani-Ferry, J., A. Italianer y R. Lescure (1993): "Stabilization properties of budgetary systems: A simulation analysis", *European Economy, Reports and Studies* 5, págs. 511-538.
- Sala-i-Martin, X. y J. Sachs (1992): "Federal Fiscal Policy and Optimum Currency Areas", en Canzoneri, Grilli y Masson (eds.) *Establishing a Central Bank: Issues in Europe and Lessons from the U.S.*, Cambridge University Press, págs. 195-220.
- Sørensen, B.E. y O. Yosha (1998): "International risk sharing and European monetary unification", *Journal of International Economics*, n.º 45.
- Von Hagen, J. (1991): "Fiscal Arrangements in a Monetary Union: Evidence from the US", *Indiana Center for Global Business, Discussion Paper*, n.º 58 (marzo).

Von Hagen, J. y G. Hammond (1995): "Regional insurance against asymmetric shocks. An empirical study for the European Community", *CEPR Discussion Paper*, n.º 1170 (mayo).

Fecha de recepción del original: noviembre, 2000

Versión final: diciembre, 2001

ABSTRACT

One of the issues in the EMU debate is whether it should be endowed with a stabilizer mechanism at a federal level. In order to answer this question we need to know the degree of stabilization given by the national budgets of the EMU members to their regions. The aim of this paper is to evaluate the macroeconomic functions of the Spanish budget using the methodology developed in the fiscal federations literature. For this purpose we perform panel data analysis for the period 1967-1997 at two regional levels: autonomous communities and provinces. Within the stabilization function we have singled out that which comes from the inter-regional fiscal transfer, which we call risk-sharing. Our results evidence the limited degree of stabilization coming from the Spanish budget, not higher than 10%, with around a third of this being due to risk-sharing.

Key words: fiscal policy, redistribution, stabilization and fiscal risk-sharing.

JEL classification: E62, H20, H22, H23, H24.