ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Redistribución y estabilización macroeconómica en las regiones españolas: 1967-1993

Santiago Lago Peñas

EEE 77

FEDEA

Fundación de Estudios de Economía Aplicada

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

REDISTRIBUCIÓN Y ESTABILIZACIÓN MACROECONÓMICA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS: 1967-1993

REDISTRIBUTION AND MACROECONOMIC STABILIZATION: THE CASE OF THE SPANISH REGIONS, 1967-1993

Resumen : En el presente trabajo analizo el impacto del sistema fiscal y de transferencias sobre la redistribución interterritorial y la capacidad de estabilización macroeconómica de los sistemas productivos regionales. Con datos para las Comunidades Autónomas (CCAA) y el período 1967-1993, se comprueba la importancia cuantitativa de los efectos del primer tipo y la heterogeneidad de los efectos de los instrumentos analizados en el terreno de la estabilización macroeconómica.

Palabras clave: Redistribución, estabilización macroeconómica, saldo fiscal, economías regionales españolas

Abstract : In this paper I analyse the impact of the transfers and fiscal systems on spatial redistribution and stabilization capacity of the regional productive systems. Using data from Autonomous Communities for the period 1967-1993, I verify that first-type effects are very important. On the other hand, the relevance of second-type effects depend on the instrument which is considered.

KEY WORDS: Redistribution, macroeconomic stabilization, fiscal imbalance, spanish regional economies

Dirección para comentarios:

SANTIAGO LAGO PEÑAS
Departamento de Economía Aplicada
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Universidad de Santiago de Compostela
Avda. Juan XXIII, s/n
15704 Santiago de Compostela
E-mail: easlago@usc.es

I. INTRODUCCIÓN[1]

[1] Agradezco los comentarios y sugerencias de Luis Caramés, José Luis Raymond y Fred Zumer a una versión preliminar del trabajo. La responsabilidad de cualquier error u omisión es no obstante sólo mía. El origen del artículo se encuentra en la estancia de

Los flujos fiscales regionales en el seno de una comunidad política con una estructura de poder más o menos centralizada no son sino el correlato en el nivel agregado de los residuos fiscales individuales. Desde luego, los factores que inciden sobre el grado de redistribución interterritorial son numerosos y de naturaleza variada[2]. Entre ellos, se encuentran la magnitud de los desequilibrios espaciales en renta per cápita; la distribución en el espacio de la economía sumergida y el fraude fiscal; la interacción entre el diseño del sistema tributario y la composición regional de las bases imponibles; las diferencias en las estructuras demográficas, que tienen reflejo en recaudaciones y transferencias recibidas por las familias; o, en fin, las políticas discrecionales de inversión del Estado.

Pero todos estos aspectos son importantes en tanto que presionan sobre un entramado institucional que los recibe, modula y transmite, y cuyos determinantes fundamentales se encuentran en el tamaño del sector público y las relaciones fiscales intergubernamentales.

Ceteris paribus, el volumen de recursos redistribuidos entre personas y territorios está relacionado directamente con el tamaño del presupuesto y éste, a su vez, con el desarrollo del Estado del Bienestar en cada país. Por supuesto, un volumen dado de ingresos y gastos puede ser repartido atendiendo a esquemas de incidencia diferentes[3]. Pero cabe esperar que nos encontremos con una mayor redistribución en el caso de economías con un sector público fuerte y un Estado del Bienestar consolidado.

---

investigación que realicé durante el curso 1998-1999 en la Universidad de Pau. Agradezco especialmente la hospitalidad de Jean-Michel Uhaldeborde, Jacques Le Cacheux, Jean-Jacques Rigalt y Marc Valax.

[2] Véase como modelo formal de referencia el formulado por Prud´homme (1999).

[3] Véase a este respecto Bandrés (1996).

Al mismo tiempo, un sector público centralizado garantizará la máxima dimensión espacial para la solidaridad interindividual. Ante la inexistencia o debilidad de los esquemas de transferencias de nivelación que atiendan a las diferencias entre regiones en las capacidades contributivas y necesidades de gasto, los procesos de descentralización financiera, al reducir el número de programas de gastos e ingresos que adoptan como espacio de referencia el de la jurisdicción superior, podrían provocar un repliegue de la solidaridad interterritorial.

Pero las relaciones fiscales interterritoriales no sólo importan en la esfera distributiva. Si existen asincronías en los ciclos económicos regionales, una fuerte interrelación fiscal podría coadyuvar a la suavización de la dinámica económica a corto plazo. La estabilización intertemporal se vería así complementada por una estabilización de tipo espacial.

En el presente trabajo trato de evaluar econométricamente el impacto en ambas esferas de cotizaciones sociales, imposición directa sobre las familias y prestaciones sociales para las regiones españolas y el período 1967-1993. La redistribución será analizada en el segundo epígrafe y la estabilización, en el tercero. El artículo se cierra con un apartado de conclusiones y las referencias bibliográficas citadas.

II LA REDISTRIBUCIÓN INTERTERRITORIAL

A la hora de cuantificar el grado de redistribución que incorporan gastos e ingresos públicos suele tomarse como variable de referencia la renta familiar disponible per cápita. Como bien advierte Zumer (1998), son las familias a quienes en última instancia el sistema presupuestario va a compensar por la existencia de disparidades geográficas en las capacidades económicas medias y, en el caso de la estabilización, por los choques asimétricos de crecimiento[4].

Siguiendo a Bayoumi y Masson (1995), podríamos aproximarnos al problema mediante la estimación de la siguiente especificación econométrica:

$$\frac{RFD_i}{RFD_N} = \alpha + \beta \frac{RP_i}{RP_N} + \varepsilon_i \qquad con \quad RP = RFD + COT + TAX - PR \qquad [1]$$

donde RFD sería la renta familiar neta disponible y RP la renta familiar primaria; es decir, aquélla que resultaría de añadir a RFD el importe de cotizaciones a la Seguridad Social (COT) e impuestos directos sobre las familias (TAX) y descontar prestaciones sociales (PR). El subíndice i indica la región y N el total nacional[5].

---

[4] En Duboz y Nicot (1998), Mélitz y Zumer (1998) y Zumer (1998) pueden encontrarse panorámicas de la literatura en el ámbito internacional que ha tratado estas cuestiones desde la publicación del llamado "Informe McDougall" en 1977.

[5]Todas las variables utilizadas en el presente trabajo son definidas en términos reales y per cápita. La información se toma directamente –salvo en el caso de los saldos fiscales regionales que proceden de Utrilla y otros (1997)- de la Base de datos SOPHINET, que patrocina la Fundación BBV y se halla localizada en la dirección de la red INTERNET: http:\bancoreg.fbbv.es Las series son de carácter bienal, coincidiendo las observaciones con los años impares transcurridos desde 1967 hasta 1993, ambos inclusive. Utilizamos las series más largas disponibles en el momento de escribir el artículo. Los agregados nacionales se calculan en cada caso a partir de la suma de los valores correspondientes a

El coeficiente β nos informaría sobre el grado en que las diferencias en renta primaria se ven reflejadas en la renta disponible relativa. Por consiguiente, 1-β sería una medida de la redistribución media operada por los instrumentos financieros señalados. En el caso extremo en que β=1, RFD y RP serían similares en cada Comunidad y, por tanto, el efecto redistributivo sería nulo. En sentido opuesto, un parámetro estadísticamente no significativo (β=0) conllevaría la incorrelación estadística entre generación y disposición de rentas. Expresado de otra forma: en promedio, una comunidad recibiría en forma de renta familiar disponible per cápita una fracción β de su renta primaria per cápita y una fracción • de la renta familiar disponible per cápita a nivel nacional.

Una especificación alternativa es la propuesta por Mélitz y Zumer (1998), quienes sugieren estimar:

$$\overline{RFD_i} = \delta + \phi \overline{RP_i} + \varepsilon_i \qquad [2]$$

donde las barras indicarían que los valores utilizados son los promedios individuales en el tiempo. La diferencia con [1] estribaría en la no-utilización de valores relativizados por la media nacional.

Como aproximación metodológica alternativa, Sachs y Sala-i-Martín (1991) idearon en su día estimar una relación econométrica del tipo:

$$\ln(X_i) = \varphi + \gamma \ln(RP_i) + \varepsilon_i \qquad [3]$$

---

las 17 Comunidades Autónomas (CCAA). Se descartan, por tanto, las cuantías no regionalizadas y las correspondientes a Ceuta y Melilla.
Las estimaciones econométricas han sido realizadas mediante el programa informático Econometric Views, Versión 3.1, QMS, 1999.

donde X sería el componente o composición de gastos e ingresos cuya capacidad redistributiva queremos medir y γ la elasticidad que vincularía los cambios en la renta primaria con los cambios en las cuantías regionales de los instrumentos fiscales. Si se emplean datos de panel en vez de información de sección cruzada, habría que incorporar efectos fijos individuales y temporales y se permitiría la variación de γ en el tiempo. Císcar (1992) transita esta vía en un estudio pionero en España con datos de las provincias españolas para el período 1967-1987.

Por su parte, De la Fuente (1999) emplea una variante de [3] consistente en trabajar con los valores de las variables relativizadas por el promedio nacional, como se hace en [1]:

$$\ln\left(\frac{X_i}{X_N}\right) = \eta + \lambda \ln\left(\frac{RP_i}{RP_N}\right) + \varepsilon_i \qquad [4]$$

Finalmente, sería posible aproximarnos al grado medio de redistribución que incorporan gastos e ingresos públicos mediante la comparación de sendos coeficientes de dispersión referidos a la distribución regional de la renta primaria y de la renta familiar disponible. El cociente entre ambos nos daría idea de la reducción en la desigualdad con origen en la actividad financiera pública.

¿Qué relación existe entre los resultados que se derivan de las distintas especificaciones?. Si se utilizan períodos idénticos a la hora de definir secciones cruzadas, es inmediato comprobar que la equivalencia entre los valores de las ordenadas en el origen de [1] y [2] es $\delta \approx \alpha\ RFD_N$; mientras que la relación entre las pendientes sería $\phi \approx \beta\ (RFD_N/RP_N)$. Es decir, el impacto redistributivo estimado mediante la especificación [1] será aparentemente más limitado que el derivado de [2] cuando la contribución

de las familias en el ámbito nacional en forma de impuestos directos y cotizaciones a la Seguridad Social sea inferior al importe de las prestaciones sociales; y viceversa.

El problema que plantean especificaciones como [2] y [3] es que, al trabajar con variables no estandarizadas, los coeficientes son sensibles a cambios en la estructura del sistema fiscal —como puede ser una reducción de impuestos indirectos financiada mediante un incremento del impuesto sobre la renta de las personas físicas— o en los esquemas de provisión de determinados servicios públicos —producción pública frente a financiación pública vía subsidios—. Así por ejemplo, un incremento de la imposición directa sobre la renta de las familias que hiciera menos progresiva la distribución territorial del gravamen y, por tanto, elevara el valor de β, podría ser compatible con una reducción de ϕ. Y estos argumentos pueden ser de la máxima importancia cuando se trata de comparar estimaciones correspondientes a países con sistemas fiscales disímiles.

En el caso de [3] y [4] se opta por estimar de forma directa la relación entre los componentes fiscales y la renta primaria. A diferencia de [1] y [2], los coeficientes han de interpretarse como elasticidades, ya que las ratios de rentas y de programas presupuestarios per cápita se hallan expresados en logaritmos. Lo que podría generar algún problema de cálculo cuando tomamos como regresando el saldo de ingresos y gastos: la suma de diferencias entre prestaciones sociales, por un lado, y cotizaciones e impuestos directos sobre familias, por otro, puede dar como resultado saldos positivos en algunos casos, y nulos o negativos en otros.

A la luz de las consideraciones previas, optamos por la especificación presentada en primer lugar. En la tabla 1 se recogen los

resultados de su estimación. Utilizamos información de sección cruzada correspondiente a las 17 CCAA y consistente en los promedios para los períodos 1967-1975; 1977-1985 y 1987-1993. Y ello, a fin de sintetizar la exposición y minimizar la incidencia de posibles problemas de simultaneidad. Los cambios en las variables fiscales pueden influir sobre la renta primaria vía efectos keynesianos de demanda a corto plazo.

El método econométrico empleado es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), si bien recogemos también el valor de los estadísticos-t robustos ante la presencia de heterocedasticidad (White, 1980).

Tabla 1: Estimación de la especificación [1] mediante MCO. Datos de sección cruzada. Promedios anuales.

	1967-1975	1977-1985	1987-1993
α	0,104 (8,47) (7,52)	0,227 (5,57) (4,40)	0,275 (5,51) (4,04)
β	0,899 (74,98) (57,11)	0,777 (19,16) (13,10)	0,734 (14,85) (9,62)
$1-\beta$	0,101	0,223	0,266
R^2	0,997	0,961	0,936
N	17	17	17

Notas: Debajo de cada parámetro estimado aparecen, por este orden, los t-estadísticos correspondientes calculados a partir de la matriz de Varianzas-Covarianzas estimadas mediante MCO y el método de White (1980) robusto ante problemas de heterocedasticidad. R^2 es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

El grado de redistribución interregional logrado en España mediante el conjunto de prestaciones, cotizaciones e impuestos directos sobre las familias es estadísticamente significativo y ha crecido en el tiempo. Si en el subperíodo 1967-75 la redistribución promedio fue del 10,1%, en el septenio 1987-93 llegó hasta el 26,6%. Estos resultados coinciden en lo fundamental con los obtenidos por De la Fuente (1999). Los ajustes

econométricos son buenos y los posibles problemas de heterocedasticidad no influirían sobre las conclusiones apuntadas.

En el caso que analizamos, la ratio RFD_N/RP_N es variable (gráfico 1), pero tiende a situarse en el intervalo 0,92-0,96. El coeficiente ϕ estimado sería inferior a β en esa proporción[6]. También hemos calculado el cociente entre la desviación típica de las variables (RFD_i/RFD_N) y (RP_i/RP_N). Los resultados, que aparecen en la tabla 2, apuntan hacia un efecto del mismo signo y magnitud que en al caso de las estimaciones econométricas anteriores.

Tabla 2: Comparación entre las desviaciones típicas de RP y RFD

	1967-1975	1977-1985	1987-1993
σ (RFD_i/RFD_N) (1)	0,227	0,160	0,144
σ (RP_i/RP_N) (2)	0,252	0,212	0,190
(1) / (2)	0,901	0,794	0,760

De forma similar a Bayoumi y Masson (1995), hemos tratado de cuantificar el impacto redistributivo de los componentes fiscales considerados por separado. Para ello redefinimos la variable RP de acuerdo con las siguientes fórmulas:

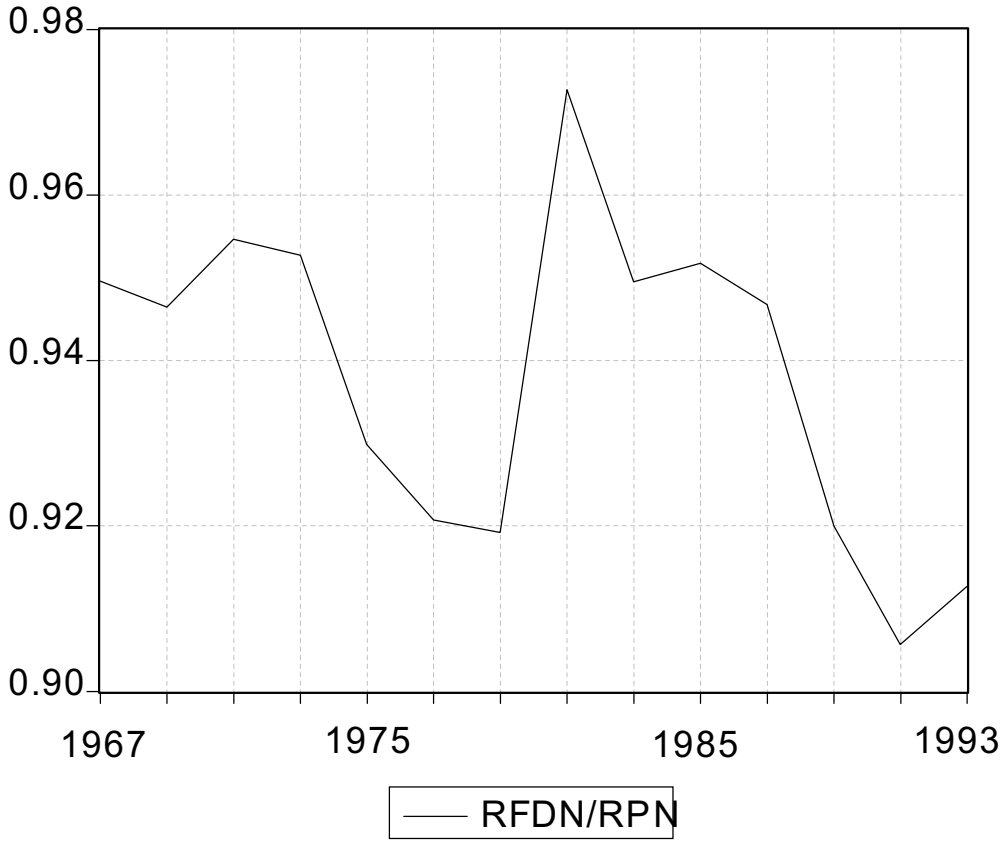
RPCOT = RFD + COT

RPTAX = RFD + TAX

RPTR = RFD - PR

[6] Extremo que hemos comprobado: los coeficientes ϕ estimados directamente serían, en este orden y por subperíodos, 0,848; 0,735 y 0,679. Y si los deducimos

Gráfico 1: Ratio RFD/RP para el conjunto de Comunidades (1967-1993)



Utilizando cada una de las nuevas variables como regresor, podemos determinar el impacto redistributivo del componente que aparece de forma explícita en la parte derecha de cada igualdad. Los resultados se recogen en la tabla 3. Destaquemos el protagonismo de las cotizaciones sociales a lo largo del período 1967-85 como factor corrector de las disparidades interterritoriales en términos de renta familiar. No obstante, la redistribución canalizada a través de aquéllas se reduce de forma pronunciada en el período 1987-93 y pasan a ser las prestaciones sociales el componente con mayor poder redistributivo[7].

---

mediante la equivalencia antes indicada, obtenemos, respectivamente: 0,852; 0,733 y 0,677.

En definitiva, salvo en el caso de las cotizaciones sociales, la redistribución operada por todos los componentes aumenta con el paso del tiempo, como también lo hace su propio peso sobre la renta familiar disponible (gráfico 2).

En este sentido, merece la pena subrayar las diferencias en la importancia relativa de los efectos redistributivos de contribuciones, impuestos directos y prestaciones. En la última fila de la tabla 4 ponderamos los coeficientes 1-β estimados por el porcentaje que cada categoría fiscal representa sobre la RFD para el conjunto de CCAA. Como vemos, la ordenación de los instrumentos fiscales según su incidencia distributiva experimenta un vuelco. Ahora serían los impuestos directos sobre las familias los que incorporarían una mayor dosis de igualación, dado que su cuantía es la menor con diferencia.

[7] Este punto de inflexión ya había sido advertido por De la Fuente (1999).

Tabla 3: Estimación de la especificación [1] mediante MCO. Datos de sección cruzada. Promedios anuales.

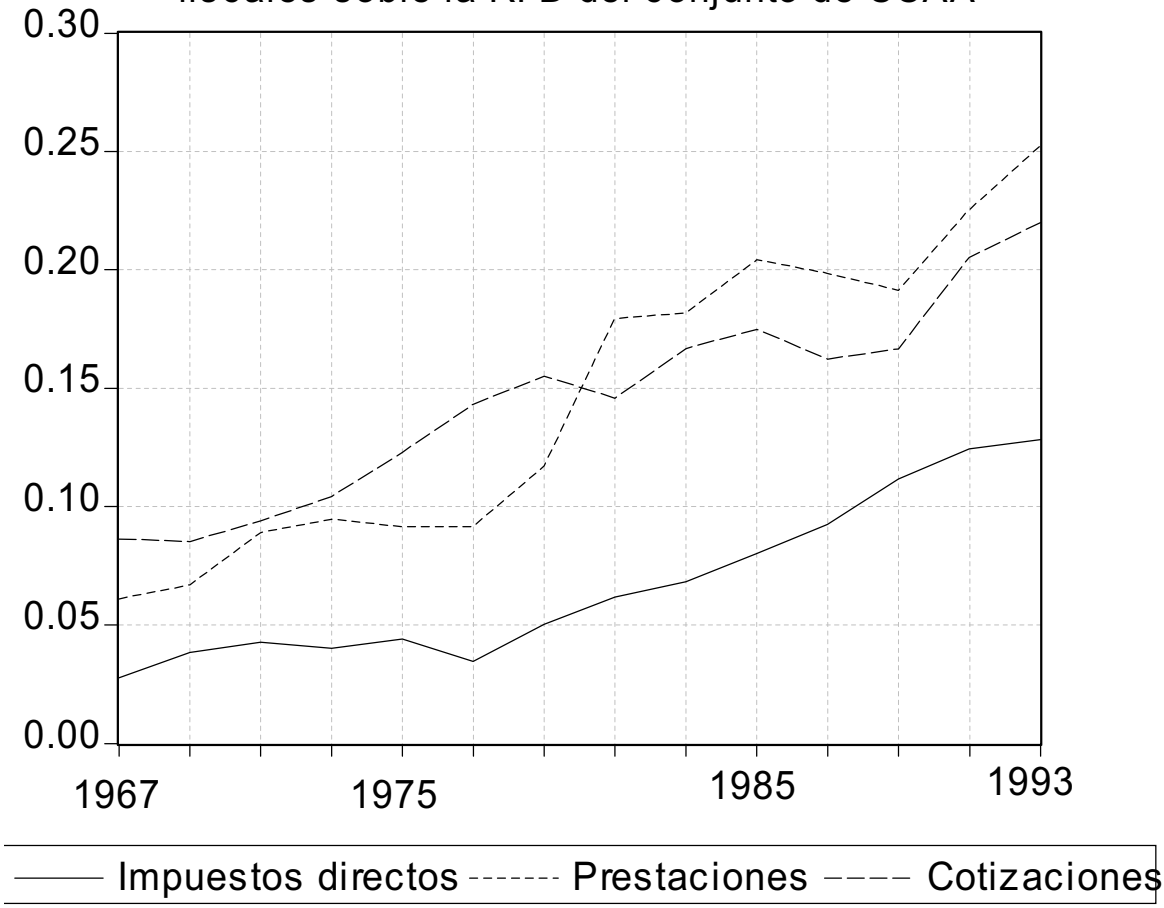
Regresor	RPCOT	RPCOT	RPCOT	RPTAX	RPTAX	RPTAX	RPTR	RPTR	RPTR	RPSAL
Periodo	1967-75	1977-85	1987-93	1967-75	1977-85	1987-93	1967-75	1977-85	1987-93	1987-93
α	0,060 (5,48) (5,87)	0,117 (3,13) (2,68)	0,074 (1,88) (1,48)	0,028 (3,26) (2,81)	0,058 (2,67) (2,20)	0,108 (3,03) (2,42)	0,025 (2,16) (2,73)	0,099 (3,81) (6,23)	0,185 (4,69) (6,04)	0,417 (9,89) (8,86)
β	0,944 (87,58) (81,48)	0,888 (23,82) (17,92)	0,932 (24,00) (16,90)	0,974 (114,5) (84,77)	0,944 (43,76) (32,03)	0,898 (25,40) (18,21)	0,971 (84,55) (106,6)	0,899 (34,93) (64,80)	0,814 (21,04) (30,98)	0,593 (14,29) (10,91)
$1-\beta$	0,056	0,112	0,068	0,026	0,056	0,102	0,029	0,101	0,186	0,407
R^2	0,998	0,974	0,975	0,999	0,992	0,977	0,998	0,988	0,967	0,932
N	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17

Notas: Debajo de cada parámetro estimado aparecen, por este orden, los t-estadísticos correspondientes calculados a partir de la matriz Varianzas-Covarianzas estimadas mediante MCO y el método de White (1980) robusto ante problemas de heterocedasticidad. R^2 es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones.

Tabla 4: Efectos redistributivos de los diferentes instrumentos fiscales

Variable	RPCOT	RPCOT	RPCOT	RPTAX	RPTAX	RPTAX	RPTR	RPTR	RPTR
Período	1967-75	1977-85	1987-93	1967-75	1977-85	1987-93	1967-75	1977-85	1987-93
$1-\beta$ (1)	0,056	0,112	0,068	0,026	0,056	0,102	0,029	0,101	0,186
X/RFD (2)	9,84%	15,71%	18,85%	3,86%	5,90%	11,42%	8,06%	15,48%	21,68%
(1)/(2)	0,569	0,713	0,361	0,674	0,949	0,893	0,360	0,652	0,858

Gráfico 2: Peso de los distintos instrumentos fiscales sobre la RFD del conjunto de CCAA



Hasta aquí hemos analizado el impacto redistributivo de una parte de los programas de gasto e ingresos públicos. En este sentido, ¿cómo cambiarían los resultados si abriéramos el abanico para incorporar el resto?. A fin de dar una respuesta aproximada a esta cuestión, hemos recurrido a los cálculos del saldo fiscal de las regiones españolas realizados por Utrilla y otros (1997) para el período 1987-1995. A diferencia de otros estimables trabajos, como el de Barberán et alt. (1999), que se aproximan a la dimensión de las balanzas fiscales territoriales respecto a la Administración central, el trabajo dirigido por Utrilla engloba la actividad financiera del conjunto de las Administraciones Públicas —local, autonómica, estatal y comunitaria—. En nuestros cálculos hemos utilizado tan sólo los saldos

derivados mediante un criterio de imputación de gastos e ingresos que atiende a la incidencia territorial de beneficios del gasto y a los fenómenos de traslación espacial de los tributos.

Los resultados que siguen tienen que considerarse con las debidas cautelas y entenderse como una aproximación. Primero, porque los supuestos que se establecen para poder calcular los saldos son siempre discutibles y las dificultades metodológicas y estadísticas conducen al investigador a tener que adoptar soluciones de compromiso. Segundo, porque para disponer de resultados cotejables con los cálculos anteriores, hemos de aceptar la hipótesis de que el saldo fiscal beneficia sólo a las familias. O lo que es lo mismo, serían éstas quienes habrían de soportar en exclusiva una hipotética neutralización de las balanzas.

Así pues, definimos una nueva variable (RPSAL) que obtenemos restando el saldo fiscal a la Renta Familiar Disponible de cada región[8]. También ahora empleamos datos promedio para el período 1987-1993, la nueva variable se define en términos per cápita y reales —hemos aplicado el deflator del PIB nacional a los datos originales de Utrilla y otros (1997)— y la especificación estimada es [1]. Los resultados aparecen en la última columna de la tabla 3.

Como era de esperar, el impacto del conjunto de gastos e ingresos públicos sería significativamente más elevado que el correspondiente a los tres componentes considerados inicialmente. El efecto promedio, representado por 1-β, aumentaría hasta 0,407.

III. LA ESTABILIZACIÓN MACROECONÓMICA

Una vez evaluada la capacidad redistributiva de gastos e ingresos públicos, resta por analizar el aspecto estabilizador de los mismos. Nuevamente, tomamos como punto de referencia el trabajo de Bayoumi y Masson (1995). Estos autores proponen utilizar la siguiente especificación econométrica en diferencias a fin de eliminar las "fluctuaciones de baja frecuencia" que justifican la redistribución y quedarse con las "fluctuaciones de alta frecuencia" impulsoras de la estabilización. La estimación se realizará con datos de panel y la interpretación de los parámetros sería similar a [1][9]:

$$\Delta\left(\frac{RFD_i}{RFD_N}\right)_t = \alpha_i + \beta_i \Delta\left(\frac{RP_i}{RP_N}\right)_t + \varepsilon_{it} \qquad [5]$$

Entre las opciones disponibles, contamos con las propuestas de Mélitz y Zumer (1998) y Zumer (1998), en las que se sugiere trabajar con las variables en niveles. A su juicio, la inclusión de efectos individuales fijos permite concentrarse en la variación intragrupos, que es la relevante para cuantificar la capacidad de estabilizadora de gastos e ingresos públicos. En definitiva, Mélitz y Zumer sugieren estimar la expresión:

$$RFD_{it} = \alpha_i + \beta RP_{it} + \varepsilon_{it} \qquad [6]$$

No obstante, determinar si la especificación en niveles o en diferencias es la más adecuada pasa por el examen del orden de integración de las variables y de los residuos generados por la regresión de una sobre la

---

[8] Esto es, RPSAL = RP – GASTOS IMPUTADOS + INGRESOS IMPUTADOS

[9] Bayoumi y Masson (1995) y Mélitz y Zumer (1998) dan cuenta de las limitaciones de la aproximación mediante el cálculo de elasticidades propuesta por Sachs y Sala-i-Martín (1991) a la hora de estimar los efectos estabilizadores del presupuesto.

otra. Diferenciar variables estacionarias puede introducir esquemas de media móvil no invertible en el término de error de las ecuaciones que las vinculan, lo que va a distorsionar su estimación, y diferenciar variables cointegradas supone perder la información de largo plazo contenida en los niveles de las series. Sin embargo, una relación entre variables integradas que no cointegren puede conllevar el dar validez a relaciones espurias.

Por consiguiente, el primer paso para escoger la mejor especificación econométrica consiste en contrastar el orden de integración de las variables RFD y RP. Con tal fin, hemos aplicado un contraste ADF de raíces unitarias sobre el panel formado por las 17 series temporales de que disponemos. La corta longitud de las mismas desaconseja el análisis individualizado de los respectivos PGD (Proceso Generador de Datos). En este sentido, los contrastes de homogeneidad aplicados —basados en la suma de cuadrados de los errores de las distintas especificaciones (Greene, 1997)— permitirían aceptar con claridad la igualdad de pendientes entre Comunidades; pero no la igualdad de términos independientes. En el caso de RP el coeficiente de la variable endógena retardada era -0,3 con un t-estadístico de 8. Cifras que pasan a ser, respectivamente: -0,3 y 7,5. Atendiendo a los valores tabulados por Levin y Lin (1992) para la especificación del contraste con efectos fijos, podríamos aceptar la estacionariedad de ambas variables.

En consecuencia, optamos inicialmente por estimar [5] en niveles. Los resultados, sin embargo, no eran aceptables. La elevada heterogeneidad reflejada por los contrastes de estabilidad paramétrica en la sección cruzada del panel no se corregía introduciendo efectos fijos en las estimaciones. El coeficiente de autocorrelación serial de primer orden de los residuos (ρ) era de 0,7; lo que constituye un síntoma habitual del problema referido. La

pérdida de grados de libertad que supondría la estimación de pendientes individualizadas junto a la necesidad de contar con un coeficiente que nos sirva como indicador del efecto redistributivo promedio para las regiones españolas, nos ha llevado a decantarnos por la especificación en primeras diferencias. Dado el elevado valor del coeficiente de la variable endógena retardada que se deriva del test ADF (0,7), suponer un valor unitario para el mismo podría entenderse como una simplificación conveniente. En este sentido, exploramos la incorporación de un término de media móvil —MA(1)— en la estimación de [1] a fin de capturar posibles estructuras en los residuos motivadas por la diferenciación de variables. Sin embargo, las regresiones no se veían alteradas sustancialmente.

En la columna 1 de la tabla 5 aparecen los resultados de la estimación incluyendo impuestos directos, cotizaciones y prestaciones. Atendiendo a los valores de los estadísticos-F empleados para contrastar la homogeneidad de ordenadas en el origen y pendientes, no parecen existir problemas en este sentido. Como tampoco los hay de autocorrelación: el ρ estimado es inferior a -0,1. En cuanto a los parámetros, un β=1,03 nos estaría mostrando de hecho un ligero efecto procíclico del conjunto de gastos e ingresos públicos considerados.

La consideración de la existencia de posibles problemas de simultaneidad nos ha llevado a contrastar la hipótesis de exogeneidad de RP mediante el contraste de Hausman (Greene, 1997). Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de exogeneidad a niveles de significatividad del 20%. Aunque esto revalida la estimación MCO, hemos vuelto a estimar la especificación mediante Mínimos Cuadrados Bietápicos (TSLS), utilizando como instrumentos el valor retardado del regresor y una tendencia temporal. El β calculado de esta forma aparece en la fila

inmediatamente inferior. Como puede observarse, la estimación puntual no varía. Este resultado es consistente con el obtenido por Alberola y Asdrubali (1997) con una metodología diferente e inspirada en Asdrubali y otros (1996). Aquéllos concluyen que sólo el 2,5% de los choques de crecimiento que afectan a las provincias españolas serían suavizados mediante los instrumentos señalados y el impuesto sobre sociedades.

No obstante, hemos considerado la posibilidad de que los diferentes instrumentos tuvieran efectos dispares, para lo que recurrimos a las definiciones expuestas en el epígrafe anterior.

En efecto, las cosas cambian al proceder a un análisis desagregado. Los impuestos directos sobre las familias y, sobre todo, cotizaciones sociales habrían sido procíclicas, sin grandes cambios entre subperíodos. La estimación por TSLS no altera los coeficientes sustancialmente. Las prestaciones sociales son cuestión distinta. Su impacto estabilizador sí es claro y crece en el tiempo, desde aproximadamente el 5% entre 1967-75 hasta el 20% en el período 1987-1993. Estos resultados apuntan nuevamente en la misma dirección que los de Alberola y Asdrubali (1997).

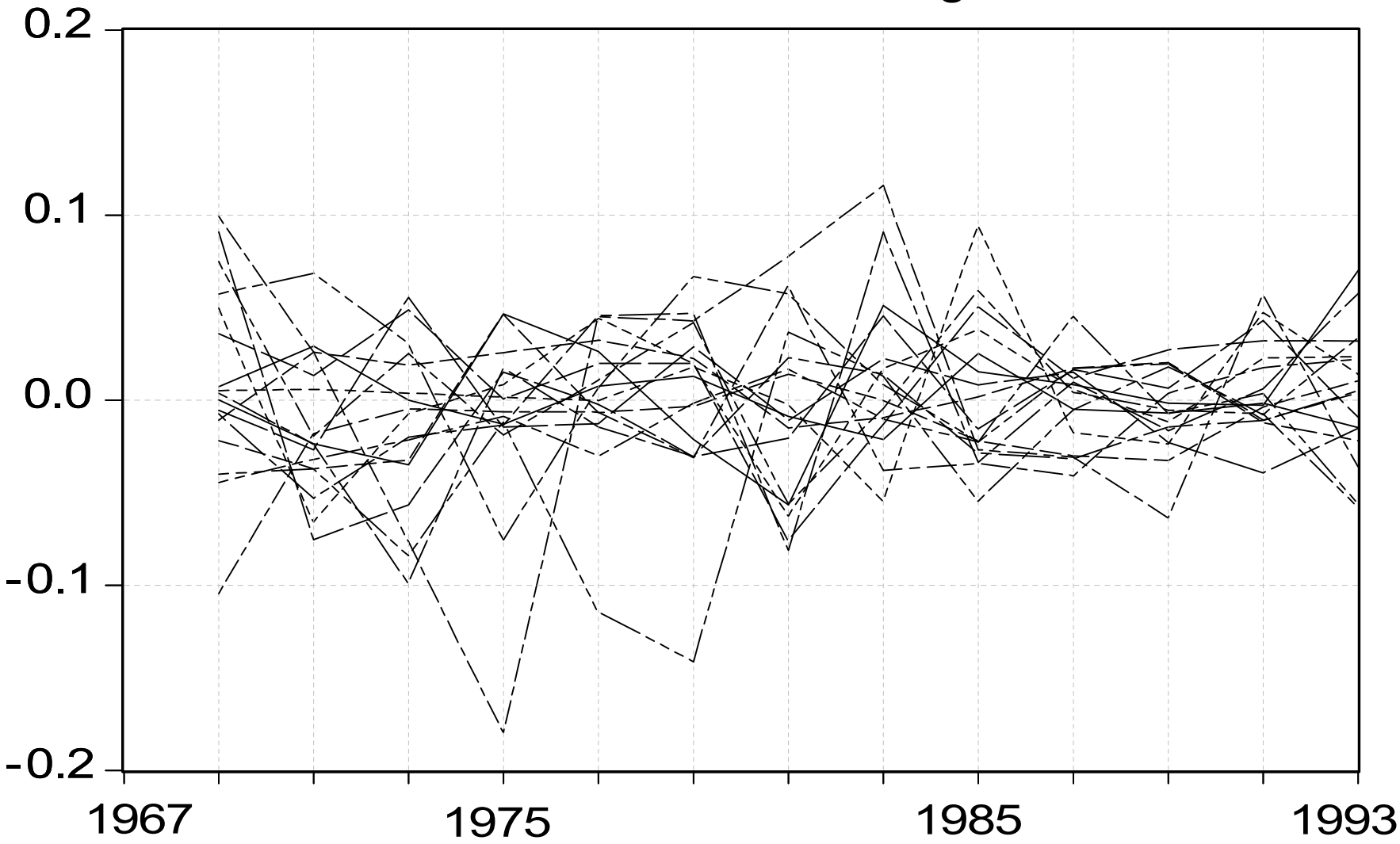
En cualquier caso, merece la pena insistir, con Raymond (1994), en la convergencia de los ciclos económicos regionales. Como muestra el gráfico 3, en el que se refleja la evolución en el tiempo de la ratio RP_i / RP_N en primeras diferencias, la dispersión de las variaciones en la renta primaria per cápita ha tendido a caer a lo largo del período.

Tabla 5: Estimación de la especificación [5] en diferencias mediante MCO y TSLS

Regresor	RP	RPTAX	RPCO	RPTR	RPTR	RPTR	RPTR
Período	1967-93	1967-93	1967-93	1967-93	1967-75	1977-85	1987-93
α	0,001 (0,60)	0,001 (1,27)	0,000 (0,02)	0,000 (0,07)	0,000 (0,12)	0,000 (0,38)	0,001 (0,54)
β (MCO)	1,03 (33,93)	1,06 (94,44)	1,12 (53,34)	0,86 (66,84)	0,95 (60,95)	0,84 (42,23)	0,78 (27,97)
β (TSLS)	1,03 (14,97)	1,04 (40,92)	1,11 (37,93)	0,89 (30,12)	0,94 (28,75)	0,86 (21,77)	0,80 (19,93)
R^2	0,840	0,976	0,928	0,953	0,982	0,956	0,922
ρ	-0,08						
F(1)	$F_{16,203}$ =0,33						
F(2)	$F_{16,187}$=0,68						
Hausman	$F_{1,203}$ =1,89						
T	221	221	221	221	68	85	68

Notas: Debajo de cada parámetro estimado aparecen los t-estadísticos correspondientes. R^2 es el coeficiente de determinación y N el número de observaciones. F(1) es el valor del estadístico-F de igualdad de pendientes. F(2) es el valor del estadístico-F de igualdad de pendientes. ρ es el coeficiente de autocorrelación de primer orden. Hausman es el valor del estadístico-F de exogeneidad del regresor correspondiente. T es el número de observaciones. Debajo del coeficiente β estimado por MCO aparece el correspondiente estimado mediante el Método de Mínimos Cuadrados Bietápicos (TSLS). Como instrumentos, hemos utilizado en todos los casos el valor retardado del regresor correspondiente y una tendencia temporal.

Gráfico 3: El clclo económico regional



IV. A MODO DE CONCLUSIÓN: UN COMENTARIO SOBRE EL PROCESO DE DESCENTRALIZACIÓN FINANCIERA EN ESPAÑA

La transición a la democracia en España trajo consigo dos fenómenos en la esfera de la actividad financiera pública bien conocidos. Por un lado, un fuerte crecimiento de los recursos gestionados por las Administraciones Públicas. Por otro, la creación y consolidación de las Administraciones Autonómicas como respuesta a las reivindicaciones territoriales impulsadas por el nuevo escenario democrático; si bien las estrategias políticas ganadoras en este caso han permitido combinar descentralización y solidaridad interterritorial. La escasa autonomía financiera de las Comunidades Autónomas ha provocado que la dinámica del gasto público por regiones haya sido bastante homogénea entre territorios (Caramés y Lago, 1999). La Seguridad Social permanece regida por un sistema de "caja única"; excepción hecha de las Comunidades Forales, las reglas del sistema impositivo y la financiación per cápita de los bienes y servicios públicos más importantes han evolucionado de forma no divergente.

En el pasivo del balance, se encuentra precisamente la falta de corresponsabilidad tributaria y la limitada autonomía fiscal que caracteriza al sistema de financiación de las CCAA de régimen común. Los esfuerzos llevados a cabo en las últimas revisiones del mismo han transitado en la dirección de enmendar estos defectos (Suárez Pandiello, 1997; Monasterio, 1997). Las fórmulas ensayadas en el pasado reciente —cesión parcial del IRPF y trasvase de competencias normativas sobre los tributos cedidos previamente— no parecen plantear problemas serios en el terreno de la equidad, como demostraron con solvencia en su día Alcalá y Carles (1995). En este sentido, es posible avanzar en la corresponsabilidad fiscal sin poner

en peligro la solidaridad. No es recomendable, sin embargo, alterar las reglas de juego sobre la marcha y a destiempo para evitar desequilibrios coyunturales o mantener consensos políticos. Porque al proceder así se acaba en una situación en la que se gana poco en cuanto a la implicación de los gobernantes autonómicos en la labor de recaudación tributaria y se pierde mucho en transparencia y confianza en el sistema.

Las estimaciones econométricas presentadas en este trabajo vienen a confirmar resultados previos obtenidos en la literatura: que el sesgo redistributivo de gastos e ingresos públicos ha sido altamente significativo en el pasado y ha crecido con el tiempo. Consecuentemente, los responsables de la descentralización política y financiera del Estado español —aparentemente aún inacabada (Aja, 1999)— han de tener bien presente la incidencia de los movimientos acordados sobre la equidad horizontal entre el conjunto de ciudadanos españoles (Bandrés, 1999).

Impuestos directos sobre las familias, prestaciones y cotizaciones en su conjunto no parecen ejercer un efecto determinante sobre la estabilización de los ciclos económicos regionales. Como han demostrado Alberola y Asdrubali (1997), los mercados de crédito y de capitales parecen ser los responsables principales de que el consumo de los hogares fluctúe menos que la producción en las provincias españolas. No obstante, las conclusiones son bastante diferentes si analizamos los distintos componentes por separado. En tal caso, las prestaciones sociales muestran un papel anticíclico de cierta relevancia, mientras las cotizaciones sociales serían procíclicas.

De cualquier manera, es cierto que la necesidad de estabilización idiosincrásica se ha reducido con el paso del tiempo: los ciclos económicos

regionales son cada vez más simétricos. Y a ello ha contribuido sin duda la convergencia en las estructuras productivas por grandes sectores y la creciente integración comercial, tanto en el ámbito nacional como en el internacional.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

-Alberola, E. y Asdrubali, P. (1997): "How Do Countries Smooth Regional Disturbances? Risksharing in Spain: 1973-1993", *Documentos de Trabajo*, nº9724, Madrid: Banco de España.

-Asdrubali, P.; Sorensen, B.E. y Yosha, O. (1996): "Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-1990", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.CXI, pp.1081-1110.

-Aja, E. (1999): *El Estado autonómico. Federalismo y hechos diferenciales*, Madrid: Alianza.

-Alcalá, F. y Carles, A. (1995): "Crecimiento de la recaudación y nivel de renta: ¿Es regresiva la cesión de tributos a las Comunidades Autónomas?", Universidad de Murcia, diciembre, mimeo.

-Bandrés, E. (1996): "¿A quién beneficia el Estado de Bienestar?", en VV.AA.: *Dilemas del Estado del bienestar*, Madrid: Fundación Argentaria, pp.135-146.

-Bandrés, E. (1999): "Estado del bienestar y Comunidades Autónomas", en Caramés, L. (Dir.): *El gasto público autonómico*, Santiago de Compostela: AGEESP y EGAP, en prensa.

-Barberán, R.; Bosch, N., Castells, A.; Espasa, M.; Rodrigo, F. (1999): "La actuación de la Administración Pública Central desde la perspectiva regional: las balanzas fiscales de las comunidades autónomas españolas", *Revista de Economía Aragonesa*, n. 6 y 7, pp.153-204.

-Bayoumi, T. y Masson, P.R. (1995): "Fiscal Flows in the United States and Canada: Lessons for Monetary Union in Europe", *European Economic Review*, Vol.39, pp.253-274.

-Caramés, L. y Lago, S. (2000): "El crecimiento del gasto autonómico: un análisis econométrico de sus causas", en Caramés, L. (Dir.): *El gasto público autonómico*, Santiago de Compostela: AGEESP y EGAP, en prensa.

-Císcar, J.C. (1992): "Estabilización y redistribución de la renta provincial en España (1967-1987)" Documento de trabajo, n.9216, Madrid: CEMFI.

-De la Fuente, A. (1999): "La desigualdad regional en españa: la incidencia de la imposición directa sobre las familias y el sistema de protección social", en Maravall, J.M. (Dir.): *Dimensiones de la desigualdad*, Madrid: Fundación Argentaria, pp.251-287.

-Duboz, M.L. y Nicot, B. (1998): "Fédéralisme budgétaire et union monétaire européene: les enseignements de l´expérience allemande", *Revue d´économie politique*, nº108(1), pp.37-51.

-Greene, W.H. (1997): *Econometric Analysis*, Third edition, New Jersey: Prentice Hall.

-Levin, A. y Lin, C.H. (1992): "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Discussion Papers*, nº92-93, University of California, San Diego.

-MacDougall Report (1977): "Report of the Study Group on the Role of Public Finance in European Integration", *EC Economic and Financial Series*, n. A13 and B13.

-Mélitz, J. y Zumer, F. (1998): "Regional Redistribution and Stabilization in Canada, France, the UK and the US: New Estimates Based on Panel Data Econometrics", *CEPR Discussion Papers*, n.1829.

-Monasterio, C. (1997): "El sistema de financiación autonómica para el período 1997-2001: una reforma incompleta", *Economistas*, n.74, pp. 243-250.

-Prud´homme, R. (1999): “Flujos fiscales interregionales en siete países europeos”, en Castells, A. y Bosch, N. (Dirs.): *Desequilibrios territoriales en España y Europa*, Barcelona: Ariel, pp.277-307.

-Raymond, J.L. (1994): "Condicionantes externos de la evolución de la economía española", *Documentos de trabajo*, n.104, Madrid: Fundación FIES.

-Sachs, J. y Sala-i-Martín, X. (1991): “Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence from the United States”, *Working Paper*, n.3855, NBER.

-Suárez Pandiello, J. (1997): "Sobre la nueva descentralización fiscal", *Economistas*, N.75, pp.120-130.

-Utrilla, A.; Sastre, M. y Urbanos, R.M. (1997): “La regionalización de la actividad del sector público español por agentes. Análisis y evolución (1987-1995)”, *Documentos de trabajo*, n.131, Madrid: FUNCAS.

-White, H (1980), “A Heterokedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heterokedasticity”, *Econometrica*, 48, pp. 817-838.

-Zumer, F. (1998): “Stabilization et redistribution budgétaires entre régions: Etat centralisé, Etat féderal”, *Revue de l´OFCE*, n.65, pp.243-289.