

DESCENTRALIZACIÓN FISCAL Y RECAUDACIÓN TERRITORIAL DE TRIBUTOS EN LAS CCAA ESPAÑOLAS. 1986-2003

Montero Granados, Roberto
Jiménez Aguilera, Juan de Dios
Barrilao González, Pedro
Villar Rubio, Elena

Universidad de Granada

Resumen:

Desde la perspectiva de la descentralización fiscal, los gobiernos subcentrales pueden ayudar, mediante sus programas de gasto público, a proveer más eficientemente bienes públicos. Esta política requiere ser acompañada de la correspondiente descentralización tributaria, pues de lo contrario las cantidades ofrecidas por las unidades subcentrales pueden ser ineficientes. La descentralización de los recursos tributarios constituye un problema práctico en España, donde hay regiones que, por tener una especial capacidad de atracción para la domiciliación fiscal de los contribuyentes, recaudan más impuestos que los que les corresponden, en función de su realidad económica, y viceversa. Este fenómeno de traslación del ingreso fiscal es central en el sistema de financiación regional de una economía federal como la española. En este trabajo, se cuantifican las diferencias entre la recaudación real (la que realmente se recauda en su territorio) y la recaudación *potencial* (la que correspondería en función de los hechos imposables realizados en su territorio). Esta última estaría asociada a las condiciones macroeconómicas en cada Comunidad Autónoma (CA) española. También se elabora un índice sintético que mide la intensidad de dicha traslación fiscal tanto desde la perspectiva de los impuestos directos como indirectos. La conclusión más relevante para la política fiscal consiste en que, en el caso español, la mayor parte de las transferencias del sistema de financiación tienen un fundamento basado en la eficiencia y no en la equidad.

Palabras clave: descentralización, corresponsabilidad, recaudación real, recaudación potencial, equidad y eficiencia en la recaudación.

Códigos JEL: H72, H73.

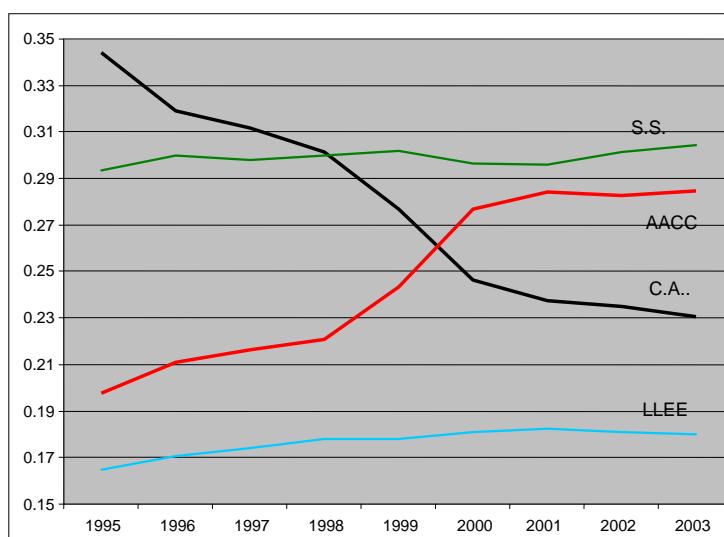
1. Introducción

La teoría de la descentralización (Oates 1972, 1999) predice que los procesos de descentralización fiscal pueden incrementar la eficiencia de la gestión pública. Sin embargo, se ha detectado (Brandforf y Oates, 1971; Quigley y Smolnensky, 1993; Hines y Thaller, 1995; etc.) que los gobiernos locales tienden a excederse en el gasto público cuando se financian con transferencias de la unidad central de gobierno y no son responsables directos de la recaudación de los tributos. Este fenómeno, conocido como corresponsabilidad fiscal o efecto adherencia (*flypaper effect*), pretende ser corregido mediante la transferencia de competencias recaudatorias a los gobiernos subcentrales en una cuantía suficiente para hacer frente a los gastos necesarios. Es decir, en la medida de

lo posible, es recomendable que los procesos de descentralización de gasto se vean acompañados de procesos paralelos de descentralización de ingresos.

La sociedad española ha protagonizado un profundo proceso de descentralización fiscal territorial en las dos últimas décadas. A partir de las antiguas administraciones regionales, desde la aprobación de la Constitución española (1978) se han establecido 17 Comunidades Autónomas (CCAA) con importantes niveles competenciales en la prestación y gestión de servicios públicos. En apenas 25 años se ha pasado de un 10% de gasto descentralizado en 1978 (integrado exclusivamente por competencias municipales) a casi un 50% de gasto descentralizado en 2003. Este aumento se ha dirigido fundamentalmente hacia las CCAA, que en 2003 representan cerca del 30% del total del presupuesto público. La mayor parte de su presupuesto lo destinan a los servicios de sanidad y educación, que aparecen como las dos grandes competencias transferidas por la Administración central a las CCAA, y que prácticamente tienen éstas total autonomía en la provisión de tales servicios.

ILUSTRACIÓN 1. DESCENTRALIZACIÓN FISCAL EN ESPAÑA (1995-2003)



S.S.: Seguridad social; AACC. Comunidades autónomas; C.A. Administración central; LLEE: Entidades locales.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE).

En España, la financiación de las CCAA se articula a través de los denominados *Sistemas autonómicos de financiación*. Uno de los aspectos más relevantes de estos sistemas es el acuerdo periódico entre el Gobierno central y las distintas CCAA para la financiación necesaria de las competencias asumidas por estas últimas. Dicha financiación ha estado compuesta por transferencias verticales, cesión de la recaudación de tributos estatales y gestión completa de impuestos cedidos. Actualmente, en España está siendo objeto de debate la posible fragmentación de la organización que gestiona en España la recaudación de los tributos centralizados estatales, la Agencia Estatal de la Administración Tributaria (AEAT). Desde algunos ámbitos políticos regionales se demandan competencias sobre su gestión, de forma que el análisis sobre la descentralización territorial se está restringiendo hacia la discusión sobre la conveniencia de la existencia de una o múltiples Agencias Tributarias.

En un marco teórico, la diferencia entre las necesidades de financiación para atender los programas de gasto público subregional y la recaudación de tributos en cada

CA se compensa mediante transferencias complementarias. Estas pueden ser verticales (van desde un nivel de gobierno central a otro subcentral o viceversa) y horizontales (van desde un nivel subcentral a otro), y pueden servir a dos objetivos diferentes: a) para igualar las necesidades de recursos con la recaudación de cada CA; y b) para igualar la recaudación potencial con la recaudación efectiva. Mientras que las primeras tratan de garantizar la equidad en el acceso a los servicios públicos básicos en todo el territorio español, el segundo tipo de transferencias, por su parte, tratan de garantizar la eficiencia del sistema de recaudación.

Las transferencias que garantizan la eficiencia tienen por objeto evitar la multiplicidad de declaraciones, por parte de un mismo sujeto pasivo (contribuyente), en función de la localización del hecho imponible y reducir los costes de cumplimiento y de revisión-inspección, que promueve la eficiencia general del sistema de recaudación y la menor distorsión posible en los mercados. En España, dado que la mayoría de los impuestos utilizan el criterio de cumplimiento de las obligaciones fiscales en el domicilio fiscal designado por el sujeto pasivo, es posible que para una determinada CA la recaudación *efectiva* (la que realmente se recauda en su territorio) no coincida con la recaudación *potencial* (la que correspondería en función de los hechos imponibles realizados en su territorio). Por tanto, como consecuencia de que la heterogénea domiciliación de los sujetos pasivos, algunas CCAA tendrán un exceso de recaudación y viceversa.

En este trabajo, se parte de la hipótesis de que la generalización de transferencias horizontales entre unidades subcentrales, particularmente las calificadas como eficientes, puede dificultar gravemente la financiación del sistema, debido a que las CCAA excedentarias de recursos impositivos tendrían grandes incentivos para incumplir con las transferencias previstas. Las perturbaciones en la revelación de las necesidades y recursos puede provocar distorsiones respecto a la equidad en el servicio público e incluso dar origen a situaciones de competencia fiscal entre territorios¹. Dicho de otro modo, si se produce una gran desigualdad entre la recaudación efectiva y la potencial de las unidades subcentrales, el grado de descentralización tributaria no podrá ser alto porque al entrar en funcionamiento transferencias horizontales entre dichas unidades el sistema podría devenir en ineficiente. Por el contrario, si la distribución de la recaudación efectiva es similar a la de la recaudación potencial, para el conjunto de las CCAA, el grado de descentralización podría ser superior.

El objetivo de esta investigación es doble. El primero, cuantificar las diferencias entre la recaudación efectiva y potencial en cada CA española. El segundo, elaborar un índice sintético de desigualdad en la recaudación que permita determinar el volumen de descentralización de fiscal máximo posible para evitar la generalización de transferencias horizontales.

2. Metodología

Para la consecución de ambos objetivos, se utiliza un panel de datos de las CCAA españolas que recoge la evolución dinámica de la recaudación de los tres tributos con mayor potencial recaudatorio -Impuesto sobre la Renta de las Personas

¹ Competencia fiscal en el sentido de que una región pueda rebajar la carga fiscal o las obligaciones tributarias para atraer la domiciliación de sujetos pasivos en su territorio.

Físicas (IRPF), Impuesto sobre Sociedades (IS) e Impuesto sobre el Valor Añadido (IVA)- y las variables macroeconómicas relevantes, para un periodo que abarca desde 1986 a 2003. Los años de inicio y fin están determinados por la disponibilidad de datos tanto de recaudación como macroeconómicos. Los datos de recaudación se han obtenido de las Memorias Anuales de Recaudación de Tributos de la AEAT, mientras que los datos macroeconómicos se han obtenido de las bases de datos de la Contabilidad Regional de España (CRE), de bases 1986 (CRE-86), 1995 (CRE-95) y 2000 (CRE-00) (disponible en www.ine.es).

La selección de las variables dependientes (recaudación de tributos) se debe a que los tres impuestos centralizados (IRPF, IS e IVA) son los que tienen un mayor potencial recaudatorio (en 2003 constituyen el 85.6% de todos los ingresos tributarios de la AEAT) por lo que es su descentralización la podría ocasionar mayores desajustes financieros entre CCAA.

La selección de las variables independientes (datos macroeconómicos regionales) se debe a criterios estrictamente normativos derivados de la legislación de cada impuesto. De las distintas modelizaciones alternativas, (estado, logaritmos, agregados, per cápita, etc.) el mejor ajuste obtenido ha sido con la relación de elasticidades (logaritmo de las variables agregadas).

Las variables que componen el panel son las siguientes (todas ellas transformadas en sus correspondientes logaritmos naturales):

- *irpf*: Recaudación territorializada (por CCAA) por el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (residentes y no residentes).
- *isoc*: Recaudación territorializada por el Impuesto sobre Sociedades.
- *iva*: Recaudación territorializada por el Impuesto sobre el valor añadido.
- *remun*: Remuneración de asalariados.
- *rentas*: Rentas de la propiedad mobiliaria e inmobiliaria.
- *eeb*: Excedente de explotación bruto y renta mixta bruta. Beneficios empresariales y los beneficios de las explotaciones familiares.
- *tp*: Recaudación territorializada por el Impuesto sobre Transmisiones Patrimoniales (ITP). Dicho impuesto grava las transmisiones patrimoniales entre particulares.
- *cons_terr*: Consumo final, incluido el consumo público, sobre el territorio económico.

También se han elaborado dos dummies dicotómicas temporales (*dummy95*, *dummy00*) para resolver la posible heterogeneidad en el cambio de escala de los datos macroeconómicos (CRE-95 y CRE-00)

Dado que uno de los objetivos de este trabajo de investigación es detectar las diferencias entre la recaudación potencial y la efectiva, la primera debe ser estimada.

Para ello nos serviremos de las predicciones del análisis de regresión que se llevará a cabo según los siguientes modelos lineales:

$$irpf_{it} = remun_{it} + eeb_{it} + rentas_{it} + tp_{it} + dummies + u_i + e_{it} \quad [1]$$

$$isoc_{it} = eeb_{it} + dummies + u_i + e_{it} \quad [2]$$

$$iva_{it} = cons_terr_{it} + dummies + u_i + e_{it} \quad [3]$$

El modelo [1] pretende explicar en cada CA la recaudación por IRPF a partir de las fuentes de renta recogidas normativamente en la legislación fiscal: Remuneración de los asalariados; Excedente de explotación; Rentas de la propiedad, inmobiliaria y mobiliaria; e incrementos de patrimonio, estos últimos aproximados a partir de las liquidaciones del impuesto sobre transmisiones patrimoniales. A estas fuentes de renta se añaden las variables *dummies* temporales para homologar las series de la contabilidad nacional.

El modelo [2] pretende explicar la recaudación territorializada por el IS a partir del excedente bruto de explotación de cada CA, incorporando las *dummies* temporales de las series de contabilidad nacional.

El modelo [3] pretende explicar la recaudación de IVA a partir de los datos del consumo territorializado, incluyendo asimismo las correspondientes *dummies* temporales.

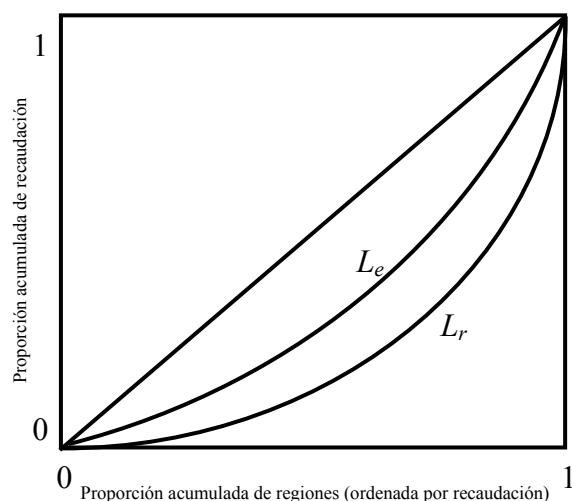
Las regresiones lineales para datos de panel pueden estimarse, entre otros, por tres procedimientos alternativos: a) con la base de datos completa (pooled); b) con métodos para panel de efectos fijos; y c) con métodos para panel de efectos variables. Para descartar el primero se ha realizado el test de Breusch y Pagan (1979). Para discriminar entre los dos segundos se ha realizado el test de Hausman (1978).

Para la consecución de otro de los objetivos de esta investigación, el cálculo de un índice de desigualdad tributaria, se ha seguido la metodología propuesta por Kakwani, Wagstaff y van Doorslaer (Kakwani et al. 1997; Wagstaff et al. 1999 y van Doorslaer et al. 2000a y 2000b) para la determinación de la inequidad en el acceso a los servicios públicos sanitarios. El índice de desigualdad tributaria (*TI*) se ha estimado para cada impuesto y para cada año de la muestra de la siguiente forma: a) se han transformado las estimaciones anteriores en términos per cápita, dividiendo la recaudación efectiva y potencial entre la población de derecho de cada región en cada año considerado; y b) se han calculado los coeficientes de concentración (tanto de la recaudación esperada como de la diferencia entre la recaudación real y la esperada) según el proceso metodológico que se detalla a continuación.

Una forma de medir el grado de desigualdad de la recaudación regional es a través de la curva de Lorenz, que se representa (en la Ilustración 2) mediante L_r como la proporción acumulada de la recaudación real. Lógicamente, para cada impuesto, el 0% de las regiones ingresarán el 0% de la recaudación y el 100% de las regiones ingresarán el 100% de la recaudación. Una mayor separación de la curva L_r de la recta de equiproporcionalidad (diagonal) indicará una mayor desigualdad y viceversa. El índice

de Gini mide el doble de dicha distancia por lo que queda constreñido entre 0 (mínima desigualdad) y 1 (máxima desigualdad).

ILUSTRACIÓN 2. CURVAS DE LORENZ DE RECAUDACIÓN REAL Y POTENCIAL



Existen muchas formas de medir dicho índice, una de las más simples es:

$$C_r = \frac{2}{n \cdot \bar{\tau}_r} \sum_{i=1}^n \tau_{r,i} R_i - 1$$

Donde $\tau_{r,i}$ es la recaudación real (r) en cada región i ; n es el número de regiones; $\bar{\tau}_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tau_{r,i}$ es el promedio de recaudación de todas las CCAA; y R_i es el orden fraccional relativo de la región i ($0 \leq R_i \leq 1$).

En esta forma C_r , que mide dos veces el área entre L_r y la recta de equidistribución, es un indicador de desigualdad, que nos dice cuanto de diferente es la recaudación entre unas regiones y otras, en un determinado país. Este índice no puede medir de forma suficiente la inequidad recaudatoria porque parte de las diferencias en la recaudación no se deben a un traslado de las bases imponibles entre regiones, sino que es también son fruto de un distinto potencial económico: distinta riqueza, renta y consumo entre unas regiones y otras. Dado que existe una desigual capacidad económica entre regiones, podemos definir $\tau_{e,i}$ como la recaudación estimada (e) en cada CA i y podemos construir otra curva de Lorenz, L_e (en la Ilustración 2), y calcular un nuevo índice de concentración C_e , que mide dos veces el área entre L_e y la recta de equidistribución. Ahora si se puede definir el índice de desigualdad tributaria (TI) como la diferencia entre ambos índices, es decir: $TI = C_r - C_e$. Dicho índice es una medida de la diferencia entre la recaudación real territorializada per cápita y la recaudación estimada territorializada per cápita y supone una medida del grado de ineficiencia en que incurriría el sistema fiscal en el caso de que dicho impuesto se descentralizase totalmente.

El índice de desigualdad tributaria (TI) es también una medida complementaria del máximo grado de descentralización que puede soportar cada impuesto. Si $TI = 1$

significaría que toda la recaudación se lleva a cabo en una sola región, por lo que la más mínima descentralización del gasto conllevaría transferencias horizontales. En el otro extremo, si $TI = 0$, supone que todas las regiones recaudan una cantidad de recursos similar a su capacidad por lo que las transferencias horizontales por la eficiencia serían cero. Por su parte, C_e puede interpretarse como una medida de la necesidad de transferencias por la equidad. En efecto, si suponemos a todos los individuos homogéneos y, por lo tanto, que tienen la misma necesidad de bienes y servicios públicos, también necesitarán la misma cantidad de recursos públicos. Las diferencias en capacidad de renta y consumo de los individuos residentes en cada región determinarán una diferente recaudación estimada y, si se desean eliminar las diferencias por razón de territorio, también generarán una necesidad de transferencias equitativas. Así, en un extremo, si $C_e = 0$ significaría que todos los individuos de todas las CCAA tienen la misma capacidad de generar recursos tributarios y, por tanto, no serían necesarias las transferencias equitativas. En el otro extremo, si $C_e = 1$ significaría que toda la capacidad de generar recursos tributarios (la renta o el consumo) estaría concentrada en los individuos de una región por lo que la redistribución mediante transferencias equitativas debería ser máxima.

De forma alternativa, los índices de concentración también puede calcularse de una forma estocástica mediante la estimación mediante *weighted least squares* (WLS)² de la regresión conveniente (Kakwani et al, 1997):

$$2\sigma_R^2 \left(\frac{\tau_{r,i}}{\bar{\tau}_r} \right) = \alpha_o + \beta_r R_i + u_i \quad [4]$$

En dicho modelo, $\hat{\beta}_r$ es el índice de concentración de la recaudación real (C_r). Además, mediante inferencia podremos obtener una medida del error estándar y la significación del mismo. De forma similar se puede obtener un índice de concentración de la recaudación estimada ($\hat{\beta}_e$) y de su significación. Por su parte, del índice de inequidad, que se puede calcular por diferencia entre las anteriores, también se puede obtener una estimación directa y una medida del error estándar a partir de la estimación WLS de la siguiente regresión conveniente:

$$2\sigma_R^2 \left(\frac{\tau_{r,i} - \tau_{e,i}}{\bar{\tau}_r - \bar{\tau}_e} \right) = \alpha_i + \beta_{TI} R_i + u_i \quad [5]$$

Donde $\hat{\beta}_{TI} = TI$, es la estimación del índice de desigualdad tributaria.

3. Resultados

3.1. Modelo 1: Recaudación por el IRPF

² La ponderación se ha construido en función de la población de derecho de cada región, pero de forma que no incremente artificialmente el número de observaciones, es decir la suma de las ponderaciones es 17 en los dos primeros modelos de regresión y 16 en el tercero (en que se excluye a la región de Canarias)

El modelo econométrico funcional recogido en la expresión [1] ha sido sometido sucesivamente a los test de Breuch-Pagan y Hausman (Cuadro 14). El resultado muestra que el estimador ideal es el más eficiente (el de efectos variables). Los resultados generales se recogen en el Cuadro 1.

CUADRO 1. PARÁMETROS ESTIMADOS SOBRE LA RECAUDACIÓN DEL IRPF

Variable	estimación	p-valor
<i>remun</i>	0.418	0.000
<i>rentas</i>	0.271	0.000
<i>tp</i>	0.121	0.002
<i>eeb</i>	0.485	0.000
<i>constante</i>	-3.400	0.000
ajuste R ² :	intragrupos: 94.33 % entregrupos: 79.00% general: 80.63%	
Wald χ^2	4824.9	0.000
N:	306	
grupos:	17	

El ajuste general del modelo es muy alto, el coeficiente de determinación general supera el 80% de ajuste; por su parte la significación de las variables incluidas en el modelo también es alta. Dado que se ha construido una relación de elasticidades, el modelo de regresión permite afirmar que un incremento de un 100 por ciento en la remuneración de los asalariados aumenta la recaudación de los tributos del capítulo I en un 41.8%. Por otro lado, un crecimiento de un 100% en el excedente de explotación provoca un crecimiento de la recaudación de un 48.5%. La elasticidad rentas de la propiedad-Recaudación es de 27.1%. Finalmente la más baja elasticidad respecto a la recaudación es la de los incrementos de patrimonio, medido a través del ITP, esta asciende a un 12.1%.

Por su parte los test de cointegración practicados (Cuadro 9) coinciden en definir a las variables incluidas en el modelo como no estacionarias de orden 1, en tanto que los residuos quedan definidos como estacionarios de orden 0, por lo tanto se puede considerar que las variables están cointegradas y las estimaciones resultantes son superconsistentes.

Como limitación se puede mencionar la alta colinealidad detectada (Cuadro 15). Esta dificulta que el estimador recoja el verdadero impacto de cada variable independiente en la dependiente e incluso puede confundir los verdaderos errores estándar. Sin embargo, dado que no estamos interesados tanto en la relación marginal de cada variable con la dependiente como en la elaboración de un modelo predictivo que permita estimar la recaudación potencial de cada región, este problema puede considerarse menor.

Una vez estimado el modelo, se ha procedido a la estimación de la capacidad fiscal esperada. Es decir, cual debería ser, con carácter normativo, la recaudación en cada CA si todos los factores de producción liquidasen el impuesto en el territorio en que se generan. La recaudación esperada ($\tau_{e,it}$) se ha obtenido en función de la siguiente expresión:

$$\tau_{e,it} = \frac{\hat{y}_{it}}{\sum_{i=0}^{17} \hat{y}_{it}} \sum_{i=0}^{17} \tau_{r,it} \quad [6]$$

Donde $\tau_{r,it}$ es la recaudación observada (real) en la CA i durante el ejercicio t y \hat{y}_{it} son los valores previstos por el modelo econométrico. La expresión [6] permite generar un valor esperado para cada CA y año como un porcentaje de participación en la recaudación real de cada año.

CUADRO 2. RECAUDACIÓN ESTIMADA Y POTENCIAL POR EL IRPF POR CCAA, 2003. (MILLONES DE EUROS)

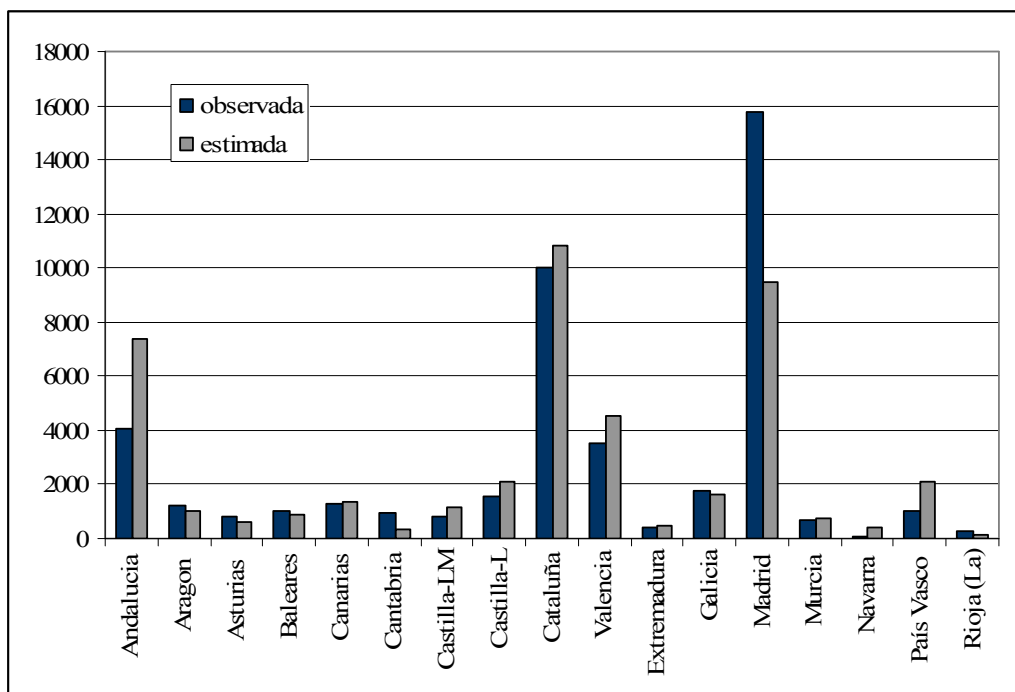
	Recaudación real	Recaudación esperada	Diferencia (%)
Andalucía	4,042.26	7,394.24	54.7
Aragón	1,207.22	1,004.49	120.2
Asturias	807.44	597.80	135.1
Baleares	988.74	885.97	111.6
Canarias	1,288.29	1,370.84	94.0
Cantabria	951.60	309.82	307.1
Castilla-LM	806.40	1,171.33	68.8
Castilla-L	1,538.62	2,080.48	74.0
Cataluña	9,992.03	10,852.57	92.1
Valencia	3,534.28	4,525.85	78.1
Extremadura	433.69	464.41	93.4
Galicia	1,787.53	1,633.27	109.4
Madrid	15,773.34	9,478.06	166.4
Murcia	688.41	777.40	88.6
Navarra	71.62	397.11	18.0
País Vasco	1,021.07	2,072.33	49.3
Rioja (La)	241.68	158.26	152.7
Total	45,174.22	45,174.22	

Los resultados para el año 2003 se recogen en el Cuadro 2, en donde se observan las diferencias entre la recaudación real y la potencial en cada región para 2003 (Ilustración 3). Aunque en valores absolutos la mayor diferencia se produce en Madrid, en términos relativos es aún mayor en Cantabria (la recaudación efectiva es un 307.1% superior a la potencial). Por el lado contrario, Andalucía (54.7%) encabeza las CCAA en las que la recaudación real es claramente inferior a la recaudación. Estos porcentajes implican que, para el caso de Andalucía, sólo se recauda el 54.7% de lo que debería recaudarse en función de su potencial económico. Por tanto, esta CA presenta un defecto de recaudación respecto a la que le correspondería en función de sus variables económicas. Por el contrario, Cantabria presenta un exceso de recaudación del 307.1% sobre el que le correspondería en función de su capacidad económica³.

³ En los comentarios se evitarán los resultados de las CCAA de Navarra y el País Vasco. Ello es debido a que la información de estas CCAA no procede directamente de la AEAT, ya que dichas CCAA disponen de amplias competencias en la recaudación de los Tributos objeto de análisis, de forma que son éstas las que recaudan directamente los tributos estatales.

Similares resultados se obtienen para el resto de los años analizados. La comparación de los mismos permite apreciar una evolución dinámica desde 1986 a 2003. Esta evolución será objeto de análisis en el apartado siguiente.

LUSTRACIÓN 3. RECAUDACIÓN REAL Y POTENCIAL POR EL IRPF POR CCAA (2003)



3.2. Modelo 2: Recaudación por el IS

El IS es un impuesto cuyo hecho imponible es el excedente de explotación de las personas jurídicas. Lamentablemente las series macroeconómicas regionales agregan el excedente de explotación de sociedades (excedente) y familias (renta mixta) bajo un mismo epígrafe. Esta agregación, que también puede ser la causante de algunas de las dificultades en la cointegración que se mencionarán más adelante, podría comprometer los resultados en la medida que algunas personas físicas cambiasen coyunturalmente su tributación como jurídicas y viceversa en función de la legislación vigente en cada ejercicio fiscal.

Los test de especificación (Cuadro 14) muestran que el estimador ideal es el más eficiente. Los resultados generales del modelo son (Cuadro 3):

CUADRO 3. PARÁMETROS ESTIMADOS SOBRE LA RECAUDACIÓN DEL IS

Variable	estimación	p-valor
<i>eeb</i>	1.35	0.000
<i>dummy95</i>	0.203	0.001
<i>dummy00</i>	0.456	0.000
<i>constante</i>	-5.946	0.000
ajuste R ² :	intragrupos: 75.35 % entregupos: 76.71%	

Wald χ^2	general: 76.50%	0.000
N:	923.1	
grupos:	305	
	17	

La elasticidad eeb-recaudación IS es del 135%. El signo positivo y significativo en las dummies temporales indica que a igualdad de *eeb* la recaudación es mayor a partir de 1995 y aun mayor a partir de 2000, por lo que, además de modificaciones en la metodología de la contabilidad nacional, también puede ser reflejo de un crecimiento temporal de la capacidad recaudatoria de este impuesto. En definitiva, el ajuste general es muy bueno, con unos coeficientes de determinación alrededor del 76% en todos los casos.

Los test de cointegración resultan controvertidos: por un lado las variables del modelo son no estacionarias de orden I(1), sin embargo, respecto a la consideración de los residuos estos rozan la estacionariedad según la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) pero no con los otros dos test's realizados. La alta correlación detectada entre recaudación por el IS y eeb en los cortes transversales anuales (Cuadro 11) resuelve la ambigüedad, probablemente provocada por cambios estructurales en la recaudación del impuesto (cambios en la legislación que provocan cambios en el comportamiento de los individuos y, por extensión, en la recaudación) y en la metodología de cálculo de las series de la contabilidad nacional.

Del modelo de regresión elegido, puede estimarse la recaudación esperada por el impuesto en cada CA y compararla con la recaudación real. Los resultados para 2003 se recogen en el Cuadro 4. Las mayores diferencias entre la recaudación real y potencial, en términos absolutos, aparecen en las CCAA de Madrid (donde la recaudación real es un 198% superior a la potencial) y Andalucía (donde la recaudación real es sólo el 44% de la potencial). Estos porcentajes se acercan a los niveles máximos y mínimos obtenidos, tanto para la CA de La Rioja (217%), entre las CCAA excedentarias, y la de Canarias (35%), entre las deficitarias.

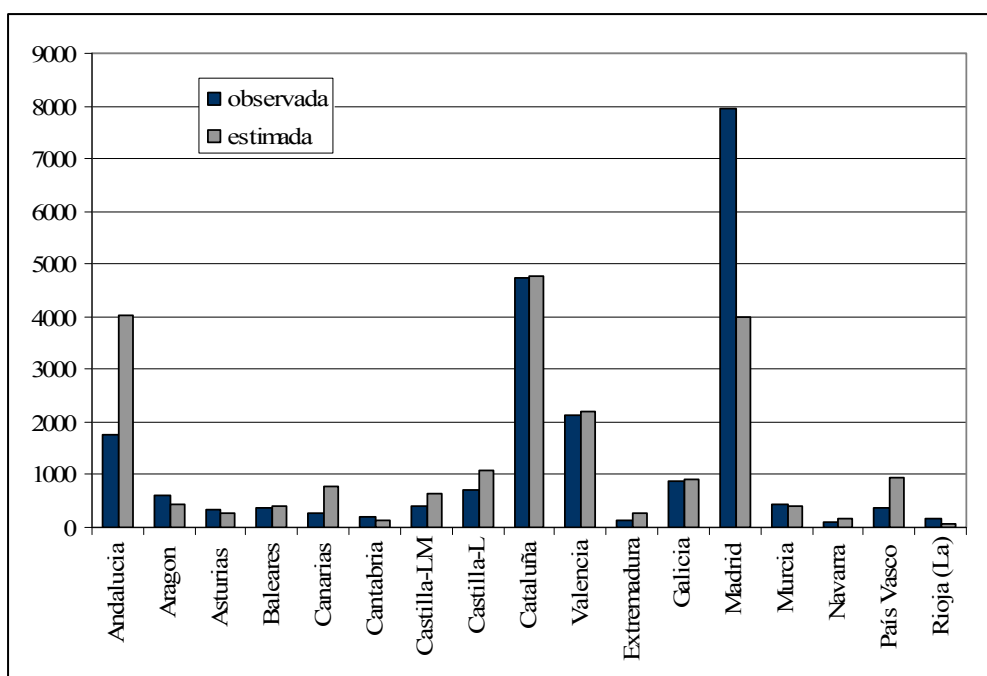
CUADRO 4. RECAUDACIÓN ESTIMADA Y POTENCIAL POR EL IS POR CCAA, 2003. (MILLONES DE EUROS)

	Recaudación real	Recaudación esperada	Diferencia (%)
Andalucía	1,766.47	4,028.95	43.8
Aragón	613.29	441.08	139.0
Asturias	329.30	267.98	122.9
Baleares	388.73	420.15	92.5
Canarias	265.88	766.29	34.7
Cantabria	206.06	148.53	138.7
Castilla-LM	410.65	649.89	63.2
Castilla-L	693.62	1,088.63	63.7
Cataluña	4,735.46	4,763.40	99.4
Valencia	2,145.16	2,215.01	96.8
Extremadura	125.34	257.69	48.6
Galicia	867.86	920.78	94.3
Madrid	7,952.14	4,007.25	198.4

Murcia	454.61	411.73	110.4
Navarra	90.77	164.80	55.1
País Vasco	365.82	951.11	38.5
Rioja (La)	170.86	78.73	217.0
Total	21,582.02	21,582.02	

La representación gráfica (Ilustración 4) muestra dichas diferencias. Las CCAA en las que la recaudación real es superior a la potencial representan un número reducido (Aragón, Asturias, Cantabria, Madrid, Murcia La Rioja) respecto de aquellas CCAA cuya recaudación estimada es superior a la observada (Andalucía, Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla-León, Cataluña, Valencia, Extremadura y Galicia).

ILUSTRACIÓN 4. RECAUDACIÓN REAL Y POTENCIAL POR EL IS POR CCAA (2003)



3.3. Modelo 3: Recaudación por el IVA

Para la estimación de [3], y dado que el hecho imponible de IVA está, en general, basado en el consumo se ha seleccionado la macrovariable *cons_terr* que informa del consumo en cada territorio independientemente de la residencia de la familia⁴. Se ha eliminado de la muestra la CA de Canarias⁵.

De forma similar a los anteriores, se ha procedido a la selección del modelo de regresión adecuado. Los resultados de los test de Beusch-Pagan y Hausman (Cuadro 14) indican que el estimador que mejor se ajusta es el más eficiente, el de efectos aleatorios.

⁴ Además, esta variable es la que se utiliza para distribuir la cuota de IVA territorializado en el vigente acuerdo de financiación, que se desarrolló a partir del 2002.

⁵ En Canarias no está vigente dicho impuesto. Véase test DFBetas en anexo 3

Los resultados generales y las estimaciones de los parámetros del modelo de regresión se detallan en el Cuadro 5:

CUADRO 5. PARÁMETROS ESTIMADOS SOBRE LA RECAUDACIÓN DEL IVA

Variable	estimación	p-valor
<i>cons_territ</i>	1.015	0.000
constante	-3.272	0.000
ajuste R ² :	intragrupos: 62.17 % entregrupos: 81.36% general: 76.98%	
Wald χ^2	478.39	0.000
N:	275	
grupos:	16	

El ajuste general, muy aceptable, es del 77%. La significación de la variable del consumo es la esperada; además, la elasticidad consumo-recaudación está relativamente próxima a la unidad (1.015), lo cual podría ser reflejo de la proporcionalidad del impuesto.

Los resultados de las pruebas de cointegración (Cuadro 12) muestran que según el test de Barlet, los residuos son ruido blanco con una seguridad superior al 95%. En el mismo sentido, el test ADF, algo más exigente, dice que también son I(0) con significación ligeramente inferior al 95%. La correlación entre las dos variables del modelo queda corroborada al comprobar la estabilidad de la correlación, su plena significación y la bondad del ajuste en los cortes transversales correspondientes a cada año (Cuadro 13).

La estimación de la capacidad recaudatoria de cada CA se ha obtenido mediante la aplicación de [6] a las nuevas estimaciones. Se ha obtenido una estimación de la recaudación potencial ($\tau_{e,it}$) para cada región *i* y año *t*. Los resultados para 2003 se incorporan en el Cuadro 6.

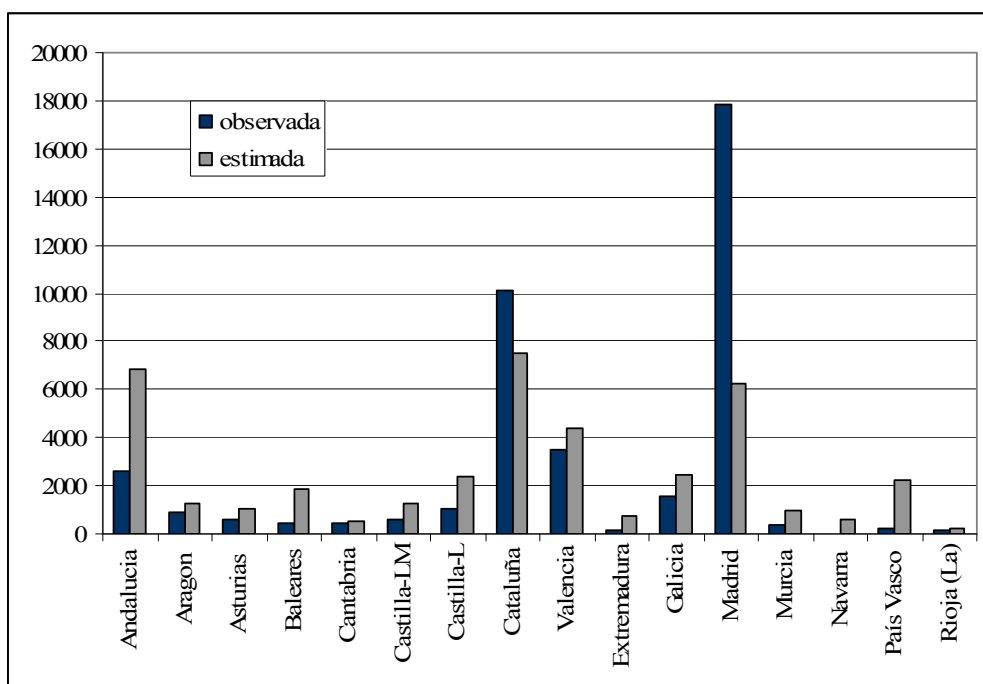
CUADRO 6. RECAUDACIÓN EFECTIVA Y POTENCIAL POR EL IVA POR CCAA, 2003 (MILLONES DE EUROS)

	Recaudación real	Recaudación esperada	Diferencia (%)
Andalucía	2,636.99	6,872.84	38.4
Aragón	888.70	1,267.88	70.1
Asturias	618.60	1,028.63	60.1
Baleares	427.40	1,838.40	23.2
Cantabria	467.42	518.40	90.2
Castilla-LM	611.21	1,292.57	47.3
Castilla-L	1,050.71	2,364.70	44.4
Cataluña	10,086.27	7,492.23	134.6
Valencia	3,459.99	4,352.54	79.5
Extremadura	170.09	763.98	22.3
Galicia	1,589.03	2,450.23	64.9
Madrid	17,872.86	6,209.40	287.8
Murcia	373.76	995.75	37.5
Navarra	-112.75	617.30	-18.3

País Vasco	255.64	2,240.84	11.4
Rioja (La)	163.72	253.94	64.5
Total	40,559.64	40,559.64	

En dicho cuadro se refleja que son Madrid (287.8%) y Cataluña (134.6%) las únicas CCAA donde se recaudan más tributos por el concepto de IVA que el consumo que representan. En el otro extremo, se sitúan el resto de CCAA cuya recaudación real es claramente inferior a la potencial. En términos absolutos, la CA más perjudicada vuelve a ser Andalucía, en la que la recaudación real representa tan sólo un 38% respecto de la potencial. No obstante, en términos relativos, en algunas de las CCAA aún cuentan con ratios más desfavorables ((Murcia, Extremadura y Baleares).

ILUSTRACIÓN 5. RECAUDACIÓN REAL Y POTENCIAL POR EL IVA POR CCAA. 2003



4. El índice de desigualdad tributaria

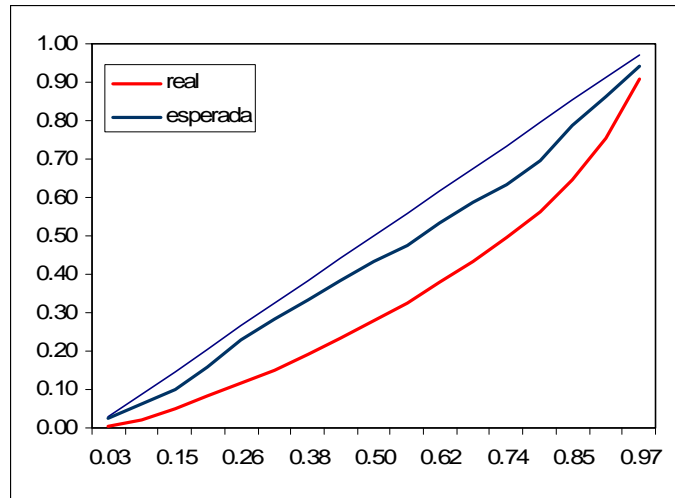
SE PRESENTAN EN ESTE APARTADO LOS RESULTADOS OBTENIDOS DEL ÍNDICE DE DESIGUALDAD TRIBUTARIA. ESTOS SE HAN OBTENIDO MEDIANTE LA ESTIMACIÓN DE LAS REGRESIONES CONVENIENTES [4] Y [5] Y REPRESENTAN LA DIFERENCIA ENTRE LOS ÍNDICES DE CONCENTRACIÓN DE LA RECAUDACIÓN REAL PER CÁPITA Y LA RECAUDACIÓN POTENCIAL PER CAPITA PARA CADA UNO DE LOS AÑOS DE LA MUESTRA Y PARA CADA UNO DE LOS IMPUESTOS DE ANÁLISIS. EN TÉRMINOS GRÁFICOS, LA

Ilustración 6, que recoge las curvas de Lorenz para 2003⁶, permite apreciar que las diferencias más acusadas se obtienen en el caso del IVA, siendo algo menores para el IS, mientras que para el IRPF se obtienen las menores diferencias.

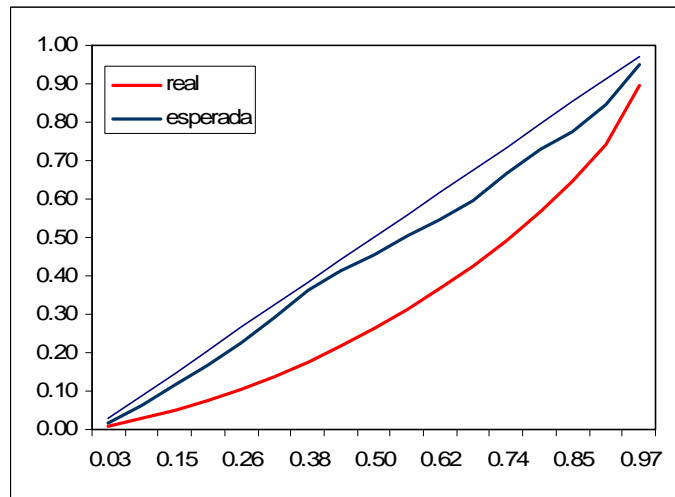
⁶ Téngase en cuenta que las curvas de Lorenz representadas no están pesadas en función de la población de cada CA.

ILUSTRACIÓN 6. CURVAS DE CONCENTRACIÓN DE LA RECAUDACIÓN PARA 2003

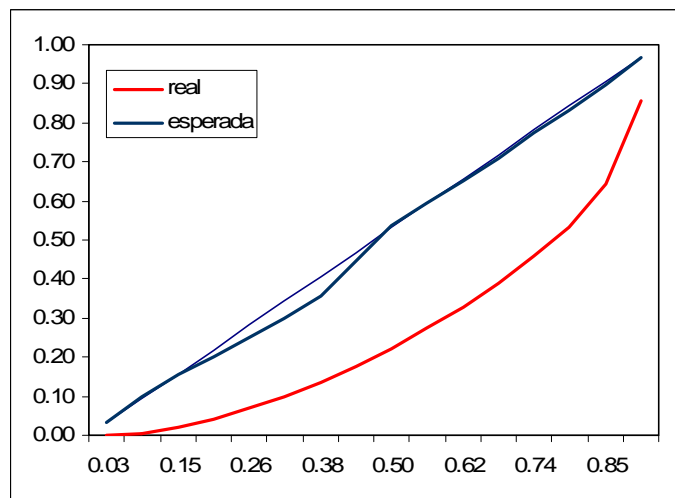
IRPF



IS



IVA



El Cuadro 7 recoge los datos estimados para cada año de la muestra. Del mismo se desprende que la recaudación por el IRPF es la que presenta un patrón de comportamiento más estable y menos desigual. La desigualdad oscila entre el 21.1% (en 2001 y 2002) y el 32.1% (en 1990).

La recaudación por el IS es la que presenta un patrón de comportamiento menos estable, aunque también se aprecia una ligera tendencia a decrecer. El índice oscila entre el 60.1% (en 1986) y el 28.7% (en 1993). Es importante advertir que, en un contexto político dinámico, estas alteraciones del índice de desigualdad pueden jugar un papel más relevante que el mismo índice ya que si bien la desigualdad podría evitarse con un acuerdo de transferencias horizontales, la inestabilidad obligaría a actualizar dichos pactos constantemente, con el consiguiente coste de negociación y las ineficiencias y las expectativas que ocasionaría la falta de seguridad sobre los ingresos futuros de cada CA.

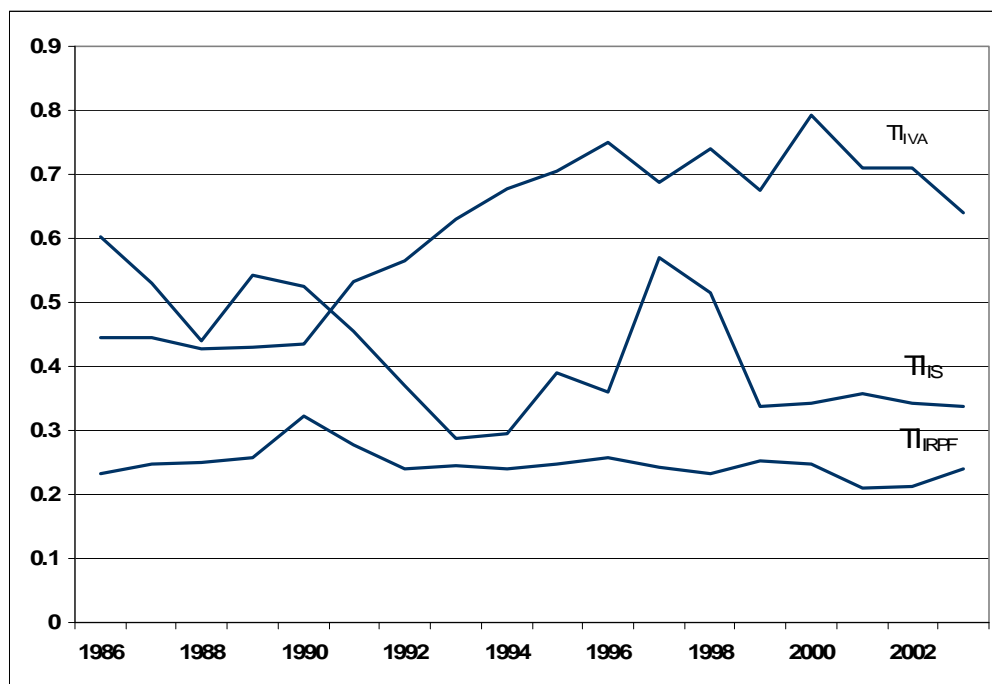
La recaudación por el IVA presenta, a diferencia de los otros dos impuestos, una acusada tendencia a crecer durante la década desde 1986 a 1996, para posteriormente estabilizarse. El índice de desigualdad es mínimo en 1988, con un 42.8%, y máximo en 2000, con un 79.2%.

CUADRO 7. ÍNDICE DE DESIGUALDAD TRIBUTARIA EN ESPAÑA (1986 2003)

año	TI _{IRPF}		TI _{IS}		TI _{IVA}	
	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor	coeficiente	p-valor
1986	0.233	0.042	0.601	0.062	0.446	0.004
1987	0.246	0.041	0.530	0.043	0.445	0.000
1988	0.251	0.057	0.440	0.044	0.428	0.000
1989	0.258	0.025	0.543	0.023	0.429	0.001
1990	0.321	0.029	0.524	0.061	0.435	0.001
1991	0.279	0.056	0.456	0.081	0.533	0.001
1992	0.240	0.043	0.370	0.045	0.565	0.001
1993	0.245	0.066	0.287	0.072	0.631	0.006
1994	0.241	0.064	0.295	0.041	0.676	0.008
1995	0.248	0.047	0.390	0.007	0.706	0.006
1996	0.258	0.076	0.360	0.001	0.749	0.007
1997	0.241	0.024	0.570	0.017	0.688	0.006
1998	0.234	0.047	0.514	0.038	0.741	0.006
1999	0.254	0.014	0.337	0.003	0.675	0.006
2000	0.247	0.032	0.342	0.017	0.792	0.009
2001	0.211	0.031	0.358	0.007	0.709	0.009
2002	0.211	0.020	0.342	0.015	0.710	0.005
2003	0.240	0.043	0.338	0.026	0.641	0.008
pooled	0.247	0.003	0.420	0.000	0.604	0.000

El Cuadro 7 también presenta un índice de desigualdad general y su grado de significación estadística para cada tributo, calculado con la base de datos agregada. El TI_{IRPF} es del 24.7%, el TI_{IS} es del 42.0% y el TI_{IVA} es del 60.4%. Dicho índice puede interpretarse como el complementario del máximo grado de descentralización tributaria en España si no se desea que se generalicen las transferencias horizontales, de forma que el máximo grado de descentralización del IRPF en España es del 75.3%, el del IS es del 58.0% y el del IVA del 39.6%.

ILUSTRACIÓN 7. EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE DESIGUALDAD DE LA RECAUDACIÓN PARA LOS TRES TRIBUTOS (1986-2003)



Finalmente, el Cuadro 8 muestra las estimaciones de los Índices de Concentración de la recaudación territorializada per cápita estimada. Los mayores índices (mayor desigualdad) se alcanzan en el caso del IRPF, seguido por el IS y finalmente el IVA.

CUADRO 8. ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN DE RECAUDACIÓN ESPERADA EN ESPAÑA (1986 2003)

año	Ce_{IRPF}		Ce_{IS}		Ce_{IVA}	
	coeficiente	<i>p-valor</i>	coeficiente	<i>p-valor</i>	coeficiente	<i>p-valor</i>
1986	0.150	0.002	0.064	0.142	0.059	0.000
1987	0.176	0.000	0.110	0.014	0.061	0.000
1988	0.187	0.000	0.134	0.002	0.059	0.000
1989	0.187	0.000	0.136	0.002	0.054	0.001
1990	0.223	0.000	0.176	0.001	0.048	0.007
1991	0.206	0.001	0.199	0.000	0.057	0.001
1992	0.232	0.000	0.194	0.004	0.049	0.044
1993	0.215	0.000	0.197	0.001	0.060	0.010
1994	0.224	0.000	0.206	0.001	0.068	0.005
1995	0.205	0.000	0.133	0.012	0.074	0.000
1996	0.221	0.000	0.124	0.030	0.077	0.000
1997	0.198	0.001	0.141	0.017	0.071	0.000
1998	0.216	0.000	0.137	0.013	0.073	0.000
1999	0.222	0.000	0.131	0.011	0.067	0.002
2000	0.241	0.000	0.137	0.007	0.062	0.003
2001	0.218	0.002	0.132	0.006	0.053	0.004
2002	0.216	0.002	0.146	0.003	0.041	0.037
2003	0.221	0.001	0.151	0.002	0.040	0.035

pooled	0.208	<i>0.000</i>	0.146	<i>0.000</i>	0.059	<i>0.000</i>
---------------	--------------	--------------	--------------	--------------	--------------	--------------

La estimación media (*pooled*) es un indicador de la necesidad de transferencias interterritoriales en función de la equidad por cada uno de los impuestos. En concreto, si el único impuesto que se recaudase en España fuese el IRPF, las transferencias para igualar el nivel de recursos en todos los territorios deberían ascender al 20.8% de la recaudación de dicho impuesto. Si el único impuesto que se recaudase fuese el IS, las transferencias por la equidad deberían ser del 14.6%, por último, si el único impuesto fuese el IVA las transferencias por la equidad deberían ser del 5.9% de la recaudación. En realidad la recaudación no proviene de una única figura impositiva sino que se compone de una cesta en la que cada figura impositiva participa en función de su capacidad recaudatoria. De forma que si se desea obtener un sólo índice compacto (no tres distintos uno por cada impuesto) de la necesidad de transferencias equitativas bastaría con calcular un promedio ponderado de los tres índices parciales.

Un resultado adicional que se obtiene de la comparación entre el Cuadro 7 y el Cuadro 8 es que la mayor parte de la necesidad de transferencias interterritoriales lo son para mantener la eficiencia del sistema recaudatorio, en tanto que las transferencias para la equidad representan un porcentaje minoritario.

4. Conclusiones

La descentralización de los recursos tributarios constituye una cuestión controvertida en España, donde se discute incluso sobre la oportunidad de descentralizar la institución que recauda los tributos de ámbito nacional (AEAT). El problema práctico más relevante de la descentralización tributaria es la aparición de transferencias horizontales. Estas pueden tener dos motivos: para garantizar la equidad de acceso a los servicios públicos de los ciudadanos residentes en las regiones más pobres y para garantizar la eficiencia del sistema tributario evitando multiplicar los costes fiscales indirectos de los contribuyentes. Sin menospreciar las primeras, este trabajo centra su atención en las segundas.

Se producen diferencias entre la recaudación efectiva y la recaudación potencial de cada región que se deriva de su situación macroeconómica. Para el año 2003 y en el caso de la recaudación por IRPF, el rango de las diferencias porcentuales oscila entre el 55% de Andalucía y el 307% de Cantabria. En el caso de la recaudación por el IS estas diferencias se sitúan entre el 35% de Canarias y el 198% de Madrid. Finalmente, en la recaudación por el IVA se producen las mayores disparidades, desde un 22% en Extremadura a un 288% en Madrid. En última instancia, la causa de todas ellas reside en que los impuestos se liquidan en el domicilio del sujeto pasivo, independientemente de donde se produzca el hecho imponible y dicha domiciliación puede verse muy afectada por la existencia de muy diversos factores (capitalidad, número de residentes, etc.) Este comportamiento, conocido como traslación de la carga impositiva, provoca que haya CCAA que recaudan menos tributos respecto a los que les corresponderían por su actividad económica y otras que su recaudación sea mayor respecto de lo que le correspondería por sus condiciones económicas reales. En el caso de una hipotética descentralización de la AEAT, y si cada CA tuviese que recaudar la totalidad de los impuestos repercutidos a los residentes de su territorio, unas CCAA saldrían beneficiadas a costa de las otras, que serían perjudicadas en términos recaudatorios.

Se ha elaborado un índice de desigualdad tributaria como una medida de la diferencia entre las curvas de concentración de la recaudación real y potencial, en términos per capita. Los resultados muestran que las diferencias son mucho más acusadas en el caso de la recaudación por IVA (en 2003 asciende al 64.1%) que en la recaudación por IS (33.8% en 2003) o que en IRPF (24.0% en 2003). Sin embargo son también preocupantes los aspectos dinámicos de la tributación, ya que las oscilaciones en la distribución de la recaudación pudieran obligar a una renegociación constante de las transferencias equilibradoras. Así, para los años de la muestra (1986-2003) en el caso del IVA el rango oscila entre el 43 y el 79%, en el caso del IRPF entre el 21 y el 32%, pero es en el caso de la recaudación por IS donde las alteraciones son más acusadas, oscilando el rango entre el 29 y el 60%. El índice de desigualdad tributaria puede representar una limitación a la descentralización tributaria en la medida que la generalización de las transferencias horizontales se considere un asunto de difícil puesta en práctica por los incentivos perversos de las regiones a ceder recaudación o a exagerar sus necesidades.

También se ha estimado el índice de concentración de la recaudación esperada per cápita entre las CCAA. La dispersión media es mayor en los casos de los impuestos directos (IRPF e IS) que en el del IVA. En este último, la dispersión apenas si alcanza el 4% en 2003. Dado que podemos interpretar que este índice refleja la necesidad de transferencias equitativas del sistema de recaudación, la conclusión más relevante consiste en que, en el caso de España, la mayor parte del sistema de transferencias redistributivas esta formado por lo que se ha denominado como transferencias eficientes. Es decir, las transferencias por la equidad constituyen un porcentaje muy minoritario, mientras que las transferencias por la eficiencia, que pretenden minimizar los costes de cumplimiento fiscal por parte de los contribuyentes, suponen la mayor parte del total.

La heterogeneidad detectada en el caso español entre recaudación real y potencial de cada región y la necesidad de articular un sistema de recaudación centralizado o un sistema (menos recomendable) con transferencias horizontales, sería también extrapolable al caso de las uniones aduaneras y territorios de libre comercio. En estos la observación de la posible traslación de la carga tributaria se hace más difícil debido a dos factores: a) la distinta legislación tributaria entre territorios y b) los esfuerzos de legisladores e instituciones recaudatorias para retener dentro de las fronteras la mayor parte posible de carga fiscal. No obstante se puede intuir que ambos factores complican los sistemas fiscales y el cumplimiento fiscal de los contribuyentes, disminuyendo su competitividad y, por lo tanto, entorpeciendo el comercio y el crecimiento, por lo que sería deseable un impulso legal e institucional para la mas ágil homogeneización de los sistemas recaudatorios y la articulación de un sistema de redistribución de algunos tributos lo mas eficiente posible.

5. Referencias bibliográficas

- Belsley, DA., Kuh, E, Welsch, RE. (1980): *Regression diagnostics*. Wiley.
- Bollen, KA. Jackman, RW. (1990): "Regression diagnostics: an expository treatment of outliers and influential cases". En Fox, J Long, JS (eds.) *Modern Methods of data analysis*. Newbury Park. 257-291.
- Brandfort, DF. Oates, WE. (1971): "The analylis of revenue sharing in a new approach to collective fiscal decisions". *Quarterly journal of economics*. 85. 416-439.

- Breusch, T. Pagan, A. (1979): "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation". *Econometrica*. 47. 1287-1294.
- Dickey, GEP. Fuller, WA. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*. 74. 427-431.
- Elliot, G. Rothenberg, T. Stock, JH. (1996): "Efficient test for an autoregressive unit root". *Econometrica*. 64. 813-836.
- Engle, RF. Granger, CWJ.(1987): "Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica*. 55. 251-276.
- Hausman, J. (1978): "Specification test in econometrics", *Econometrica*. 46. pp 1251-1271.
- Kakwani, N. Wagstaff, A., van Doorslaer, E. (1997): "Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation and statistical inference". *Journal of econometrics*. 77. 87-103.
- Oates, WE. (1972): *Fiscal Federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, WE. (1999): "An Essay on Fiscal Federalism". *Journal of economic literature*, 37. 1120-1149.
- Quigley, JM. Smolensky, E (1993): "Conflicts among levels of government in a Federal System: The flippaper Effect". *Public finance*. (sup). 202-215.
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. Bleichrodt, H. Calonge, S. Gertham, UG. Gerfin, M. Geurts, J. O'Donnell, O. Propper, C. Puffer, F. Rodríguez, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (2000a): "Income-related inequalities in health: some international comparisons". *Journal of Health Economics*. 16. 93-112.
- van Doorslaer, E. Wagstaff, A. van der Burg, H.; Christiansen, T. de Graeve, D. Duvhesne, I. Gertham, U. Gerfin, M. Geurts, J. Gross, L. Hakkinen, U. John, J. Klavus, J. Leu, R. Nolan, B. O'Donnell, O. Propper, C. Puffer, F. Schellhorn, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (2000b): "Equity in the delivery of health care in Europe and the US". *Journal of Health Economics*. 19. 553-583.
- Wagstaff, A. van Doorslaer, E. Burg, H. Calonge, S. Christiansen, T. Citoni, G. Gertham, UG. Gerfin, M. Gross, L. Häkinnen, U. Johnson, P. John, J. Klavus, J. Lachaud, C. Lauritsen, J. Leu, R. Nolan, B. Perán, E. Pereira, J. Propper, C. Puffer, F. Rochaix, L. Rodríguez, M. Schellhorn, M. Sundberg, G. Winkelhake, O. (1999): "Equity in the finance of health care: some further international comparisons". *Journal of Health Economics*. 18. 263-290.

6. Anexos

Anexo 1. Test's de Cointegración

La cointegración de las variables en los distintos modelos se ha testado mediante la metodología Engle-Granger (Engle y Granger 1987) en dos pasos: a) Determinar el orden de integración de las variables en los modelos; y b) Determinar el orden de integración de los residuos. En ambos casos el orden de integración se ha estimado mediante el método de Dickey-Fuller aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1979) y los test B de Barlett y Q de Portmanteau. Los retardos en ADF se han estimado en función del test DF-GLS (Elliot et al., 1996)

Los test de cointegración de las variables se han realizado sobre las series temporales agregadas, no sobre el panel de datos. Se ha obtenido una serie temporal por

cada variable como agregación de los datos regionales y sobre dichas variables se ha testado la cointegración. La hipótesis consiste en que si existe cointegración a un nivel agregado nacional también debe existir cointegración a un nivel de desagregación regional.

CUADRO 9 . MODELO 1: PRUEBAS AUMENTADAS DE DICKEY-FULLER Y TEST DE COINTEGRACION.

variable	ADF	retardos	test Barlet	test Portmanteau	diagnóstico
<i>irpf</i>	0.933 (0.994)	4	1.36 (0.050)	22.57 (0.002)	I(1)
<i>remun</i>	-2.240 (0.192)	0	1.66 (0.008)	32.94 (0.000)	I(1)
<i>rentas</i>	-2.439 (0.131)	0	2.10 (0.000)	24.93 (0.001)	I(1)
<i>tp</i>	-0.821 (0.813)	0	1.59 (0.013)	30.72 (0.000)	I(1)
<i>eeb</i>	-1.925 (0.321)	0	1.52 (0.019)	27.23 (0.000)	I(1)
<i>ul</i>	4.097 (0.001)	0	0.4 (0.997)	7.38 (0.390)	I(0)

Respecto a la primera parte de la prueba tanto el test ADF como los de Barlet y Portmanteau coinciden en que todas las variables son no estacionarias de orden 1 (debe tenerse en cuenta que la H_0 en ADF es I(1) y en los otros dos test es estacionariedad). La segunda parte de la prueba, la realizada a los residuos estimados, concluye con que estos son estacionarios y I(0).

CUADRO 10 . MODELO 2: PRUEBAS AUMENTADAS DE DICKEY-FULLER Y TEST DE COINTEGRACION.

variable	ADF	retardos	test Barlet	test Portmanteau	diagnóstico
<i>isoc</i>	-1.315 (0.622)	0	1.44 (0.031)	22.16 (0.002)	I(1)
<i>eeb</i>	-1.925 (0.321)	0	1.52 (0.019)	27.23 (0.000)	I(1)
<i>u2</i>	-2.800 (0.058)	2	1.96 (0.009)	35.54 (0.000)	I(0)

Respecto a las variables en el modelo 2 ambas son no estacionarias de orden 1. Respecto a los residuos los test son concluyentes. El test ADF, el más robusto, muestra que la serie no es I(1) al 94.2% de seguridad. El test de Barlet y la Q de Portmanteau por su parte afirman que la serie de residuos continua siendo no-estacionaria. Estos resultados podrían hacernos dudar acerca de la relación real entre *eeb* e *isoc*. Sin embargo, si se estima la relación lineal, en cortes transversales, año a año, del modelo $isoc_r = \alpha + \beta \cdot eeb_r + u_r$; la significación y estabilidad de β , así como la alta correlación estimada entre ambas no dejan lugar a dudas sobre que la naturaleza de su relación. Los resultados son (Cuadro 11):

CUADRO 11. MODELO 2: CORRELACIÓN ENTRE EXCEDENTE Y RECAUDACIÓN IS (CORTES TRANSVERSALES)

año	Coficiente	P>t	R ²
1986	1.314	0.000	0.679
1987	1.328	0.000	0.717
1988	1.359	0.000	0.728

1989	1.325	0.000	0.643
1990	1.270	0.000	0.678
1991	1.259	0.000	0.724
1992	1.206	0.000	0.630
1993	1.285	0.000	0.685
1994	1.219	0.000	0.764
1995	1.210	0.000	0.756
1996	1.274	0.000	0.778
1997	1.336	0.000	0.743
1998	1.355	0.000	0.781
1999	1.272	0.000	0.790
2000	1.208	0.000	0.788
2001	1.218	0.000	0.706
2002	1.182	0.000	0.771
2003	1.234	0.000	0.806

La existencia de una relación no espuria entre ambas parece quedar fuera de toda duda por lo que una explicación plausible a los resultados de los test es la existencia de un cambio estructural en las series (previsiblemente de recaudación) que invalidaría los test.

CUADRO 12 . MODELO 3: PRUEBAS AUMENTADAS DE DICKEY-FULLER Y TEST DE COINTEGRACION.

variable	ADF	retardos	test Barlet	test Portmanteau	diagnóstico
<i>iva</i>	-1.645 (0.460)	0	1.53 (0.018)	29.52 (0.000)	I(1)
<i>cons_terr</i>	-0.819 (0.813)	1	1.64 (0.009)	32.35 (0.000)	I(1)
<i>u3</i>	-2.653 (0.083)	0	1.28 (0.077)	20.62 (0.004)	I(0)

En el caso del modelo del IVA, los tres test sobre las variables indican que estas son no estacionarias de orden 1. Respecto a los residuos, el test ADF y el de Barlet, aunque por poco, indican que son estacionarios y I(0). El test Portmanteau estima que persiste la no estacionariedad. Sin embargo, y al igual que en el modelo 2, la significación y el alto ajuste de la estimación en los modelos de corte transversal despejan cualquier duda sobre la realidad de la relación que la estacionariedad de los residuos temporales podría poner en duda.

CUADRO 13. MODELO 3: CORRELACIÓN ENTRE EXCEDENTE Y RECAUDACIÓN IVA (CORTES TRANSVERSALES)

año	Coefficiente	P>t	R ²
1986	1.385	0.000	0.798
1987	1.337	0.000	0.814
1988	1.346	0.000	0.829
1989	1.274	0.000	0.811
1990	1.252	0.000	0.808
1991	1.284	0.000	0.827
1992	1.225	0.000	0.762
1993	1.173	0.000	0.712
1994	1.196	0.000	0.732

1995	1.228	0.000	0.761
1996	1.233	0.000	0.701
1997	1.199	0.000	0.696
1998	1.219	0.000	0.707
1999	1.229	0.000	0.683
2000	1.279	0.000	0.656
2001	1.255	0.000	0.710
2002	1.209	0.000	0.615
2003	1.227	0.000	0.692

Anexo 2. Test's de especificación

CUADRO 14. TEST DE ESPECIFICACIÓN

	IRPF	IS	IVA
(LM) Breusch-Pagan	2260.18	1436.74	1506.73
(χ^2)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Hausman (χ^2)	0.79	0.31	3.24
	(0.9401)	(0.9581)	(0.0719)

Anexo 3. Test de colinealidad

Se dice que existe colinealidad en una variable cuando el valor VIF (factor de inflación de la varianza) es superior a 30. En el caso del modelo de IRPF, incluso la selección final, con sólo tres variables, adolece, en cierto grado, de este problema.

CUADRO 15. MODELO 1: TEST DE COLINEALIDAD

variable	VIF
<i>remun</i>	40.48
<i>eeb</i>	37.21
<i>tp</i>	18.77
<i>rentas</i>	7.43
Media	25.97

Anexo 4. Test DFBetas

CUADRO 16. MODELO 3: TEST DFBETAS

CCAA	año	DFBeta
Canarias	2003	-0.1779
Canarias	2002	-0.1684
Canarias	2001	-0.1546
Canarias	2000	-0.1451
Canarias	1999	-0.1410
Canarias	1998	-0.1260
Madrid	2000	0.1353
Canarias	1986	0.1374
Madrid	2001	0.1376
Madrid	2002	0.1406
Madrid	2003	0.1464

El estadístico de la columna de la derecha (Cuadro 16) representa la alteración que cada observación puede ejercer en la estimación del parámetro del modelo de recaudación del IVA. Está escalada en términos de la desviación estándar. Por ejemplo, si se excluye la observación correspondiente a Madrid en 2000 la estimación de *cons_terr* descendería 0.13 veces la desviación típica. Algunos autores (Belsley et al., 1980) sugieren que deben excluirse aquellas observaciones en que $|DFBetas| > 2/\sqrt{n}$, en nuestro caso $n=275$, luego el valor límite está en $|0.1206|$ (el cuadro anterior recoge el listado de las observaciones que superan dicho valor). Sin embargo, otros autores (Bollen and Jackman, 1990) sugieren que sólo deben excluirse las observaciones cuyo $|DFBetas| > 1$. En nuestro caso utilizando un criterio conservador sólo se ha decidido excluir a la CA de Canarias porque es una región en la que el impuesto no está vigente y podría causar distorsiones en la estimación de todos los años.