

# INVERSIÓN PÚBLICA Y REDISTRIBUCIÓN REGIONAL: EL CASO DE ESPAÑA EN LA DÉCADA DE LOS OCHENTA

Ángel DE LA FUENTE (\*)

## I. INTRODUCCIÓN

**L**a inversión pública en infraestructuras productivas es uno de los instrumentos más directos de los que disponen los gobiernos para influir tanto sobre el ritmo de crecimiento agregado como sobre la distribución geográfica de la actividad económica. Por ello, en la asignación territorial de los recursos públicos disponibles para la inversión se plantea a menudo un conflicto entre los criterios de eficiencia y equidad. Por un lado, la maximización del crecimiento agregado exigiría una distribución de las inversiones de acuerdo con un criterio de rentabilidad basado en su contribución al producto nacional. Por otro, en la medida en que la inversión pública se concibe como instrumento para la corrección de las disparidades territoriales de renta, entran en juego criterios redistributivos, o de equidad, que llevarían a primar a las regiones más pobres. Puesto que las asignaciones inducidas por estos criterios rara vez coinciden, el gestor público se enfrenta a la difícil tarea de buscar un compromiso aceptable entre dos objetivos contrapuestos.

La elección del nivel óptimo de esfuerzo redistributivo, tanto en la inversión pública como en otros aspectos de la política económica, es fundamentalmente un problema político sobre el que el economista, como tal, tiene relativamente poco que decir. A lo que sí puede contribuir el análisis económico es a clarificar los térmi-

nos reales del problema mediante la cuantificación de los costes y beneficios de políticas alternativas. En esta línea, el objetivo central del presente trabajo es el de ofrecer, partiendo de la teoría económica relevante y de los datos disponibles, una estimación del impacto redistributivo, tanto real como potencial, de las políticas de inversión pública, así como una cuantificación del coste de eficiencia de éstas, medido por su impacto sobre el producto nacional agregado.

Para construir tales estimaciones, necesitamos disponer de un modelo que permita cuantificar la contribución de las infraestructuras a la renta regional y a la dispersión de esta variable. El modelo que utilizaremos en este trabajo es el propuesto y estimado por De la Fuente y Vives (1995). Tras resumir en el apartado II los aspectos más importantes de este modelo, en el apartado III nos centraremos en el análisis de la efectividad de la política de inversión pública como instrumento redistributivo, tomando como punto de partida la experiencia de nuestro país. En el primer epígrafe de este apartado analizaremos la efectividad potencial de este instrumento de la política regional, así como su impacto real sobre la desigualdad regional en España durante la década de los ochenta. A continuación, intentaremos identificar los criterios implícitos en la asignación regional de la inversión pública observada durante este período. Finalmente, ofreceremos

una estimación del impacto sobre el producto agregado y la desigualdad regional de diversas políticas hipotéticas caracterizadas por distintos niveles de esfuerzo redistributivo. En el apartado IV, se concluye el trabajo con un breve resumen de los principales resultados y algunas reflexiones sobre sus implicaciones (1).

## II. UN MODELO DE LA DETERMINACIÓN DE LA RENTA REGIONAL

Para cuantificar el impacto sobre la renta regional de la dotación de infraestructuras y otras variables de interés, resulta imprescindible especificar con precisión los canales a través de los cuales estas variables pueden influir sobre la productividad y el empleo. Con este fin, esbozaremos en este apartado un sencillo modelo que intenta capturar los principales determinantes de la renta per cápita regional.

### 1. Marco teórico

Nuestra hipótesis de partida es la tradicional en este tipo de estudio. Suponemos que existe una relación estable entre la renta regional y el volumen de factores productivos utilizados. En particular, cabe esperar que el producto de una región sea mayor cuanto mayores sean su nivel de empleo, sus dotaciones de capital público y privado, y el nivel educativo de su fuerza laboral. Esta relación se resume a través de una *función de producción regional* en la que los factores citados aparecen como argumentos. En esta función aparece también la superficie de la región, ya que, al ser muchas de las infraestructuras consideradas (fundamentalmente de transporte) de tipo red, su impacto sobre la productividad



dependerá en parte del tamaño del territorio a articular.

En segundo lugar, suponemos que el capital privado es un factor perfectamente móvil; es decir, que la inversión privada se distribuye entre regiones de acuerdo con su rentabilidad, de tal forma que, en cada momento, el rendimiento de la última peseta de capital es el mismo en todas ellas. Este supuesto resultaba necesario en De la Fuente y Vives (1995) debido a la falta de datos fiables sobre las dotaciones regionales de capital privado, pero también resulta conveniente a la hora de analizar el impacto a medio o largo plazo de la inversión pública en infraestructuras o educación sobre la renta regional. La razón es que tales políticas tienen, además de un impacto directo sobre la productividad, un efecto indirecto sobre la misma variable a través de su incidencia sobre la distribución geográfica de la inversión privada. En la medida en que la provisión pública de infraestructuras reduzca los costes privados de transporte y producción, por ejemplo, tenderá a hacer más rentable la inversión privada. La contribución del influjo consiguiente de capital privado al producto regional podría ser tanto o más importante que el impacto directo de la inversión pública. Una ventaja del presente modelo es que genera predicciones que incorporan este efecto. Sin embargo, se ha de tener presente que la fiabilidad de estas estimaciones depende del grado en el que el supuesto de movilidad perfecta del capital privado sea una aproximación aceptable en la realidad (2).

En tercer lugar, el modelo incorpora el hecho de que el nivel de formación de la población también tiene un doble efecto sobre la renta per cápita. Además de contribuir directamente al incremento de la productividad, la evi-

dencia sugiere que la educación tiene un impacto importante sobre la tasa de empleo. Este segundo efecto parece deberse, en parte, a la existencia de imperfecciones del mercado laboral que hacen que las escalas salariales reflejen tan sólo parcialmente los diferenciales de productividad entre trabajadores con distintos niveles de formación. Tal situación hace que el trabajo poco cualificado resulte relativamente caro, en relación con su productividad, desde el punto de vista de las empresas. Por consiguiente, éstas preferirán la mano de obra más cualificada, que resulta relativamente barata, explicando así la existencia de tasas de desempleo más elevadas entre los trabajadores con menor nivel educativo. A escala regional, estas consideraciones sugieren que la tasa de desempleo será mayor (y la renta per cápita menor) en aquellas comunidades con menores niveles medios de educación.

Finalmente, la especificación del mercado de trabajo se completa con el supuesto de que la tasa de participación es una función de la tasa de ocupación, como indicador de la probabilidad de encontrar empleo, y de diversos factores socio-demográficos.

## 2. Resultados empíricos

Las hipótesis precedentes se resumen en un sistema de ecuaciones simultáneas que se estiman por mínimos cuadrados en tres etapas, utilizando datos regionales españoles correspondientes a los años 1981, 1986 y 1990.

El cuadro n.º 1 muestra los coeficientes estimados de las variables más importantes que aparecen en la función de producción y en la ecuación de empleo. Todas estas variables son significativas al 5 por 100, y sus coeficien-

tes tienen el signo esperado. De acuerdo con nuestros resultados, tanto la educación como las infraestructuras son determinantes importantes de la productividad regional, si bien el coeficiente de la primera variable es más de dos veces mayor que el de la segunda. El área geográfica de una región aparece con signo negativo en la función de producción, lo que sugiere, no sorprendentemente, que el impacto de las infraestructuras sobre la productividad depende del tamaño de la región que este *stock* ha de servir.

Aunque nuestra especificación no permite estimar directamente el coeficiente del capital privado, bajo el supuesto habitual de que este parámetro está en torno a un tercio, los valores implícitos del resto de los coeficientes de la función de producción parecen razonables, y están próximos a los estimados en otros estudios (3) —véase, por ejemplo, Munnell (1992) y Mankiw, Romer y Weil (1992) (4). Finalmente, cabe destacar que la significatividad del coeficiente de la variable de escolarización en la ecuación de empleo puede interpretarse como indicación de la existencia de rigideces salariales del tipo que hemos postulado.

## 3. Un marco para el análisis del impacto de la inversión pública

Los resultados resumidos en el epígrafe anterior sugieren que el impacto de la educación y las infraestructuras sobre el producto regional es positivo y de una magnitud apreciable. En lo que sigue, intentaremos ser bastante más precisos sobre la contribución del capital público a la renta regional y su impacto sobre la desigualdad. Para ello, utilizaremos la forma reducida del modelo estima-



do. Es decir, resolveremos el modelo, utilizando los valores estimados de los coeficientes, para obtener una ecuación que nos permitirá expresar la renta per cápita de cada región en función de sus dotaciones de factores productivos y otras variables exógenas. Utilizando esta ecuación, podremos cuantificar la contribución de las infraestructuras a la renta de cada región. Para la muestra en su conjunto, también podremos estimar el impacto de distintos factores sobre el nivel de desigualdad regional, comparando la distribución observada con la obtenida tras eliminar diferencias entre regiones en la variable de interés. Finalmente, la forma reducida del modelo nos permitirá también analizar el efecto de distintas políticas hipotéticas sobre la renta regional y su dispersión.

El procedimiento seguido para construir estas estimaciones es, en líneas generales, muy sencillo. La pregunta que se plantea es ¿cuál habría sido el nivel de renta (absoluto y relativo) de cada comunidad bajo distintos supuestos sobre su dotación de infraestructuras? Para responderla, añadiremos al producto observado en 1990 el incremento de renta generado por el cambio hipotético en el *stock* de capital público, calculado utilizando la forma reducida del modelo. Obtenemos así una estimación del producto per cápita de cada región, lo que nos permite calcular la renta agregada del conjunto del país y un índice de desigualdad regional bajo cada supuesto de partida.

A la hora de interpretar los resultados de este tipo de ejercicio, es importante recordar que estamos atribuyendo al capital público y humano su efecto indirecto sobre la renta y el empleo a través de su impacto sobre la distribución regional del *stock* de capital privado. Por consiguiente, nuestros resultados han de inter-

pretarse, en principio, como estimaciones del impacto de estas variables a medio o largo plazo. Por otro lado, dado que los escenarios que analizamos implican cambios de política sostenidos durante una década, cabría esperar que una parte importante de este efecto se realizase dentro del período considerado.

#### **4. Un indicador de la dotación efectiva de capital público**

El modelo esbozado en este apartado motiva también la construcción de un índice sintético que combina dos de los indicadores de equipamiento de infraestructuras comúnmente utilizados: la dotación de capital público por habitante y por kilómetro cuadrado de superficie. El índice de dotación efectiva de infraestructuras que proponemos se construye como una media geométrica de los dos índices precedentes, con ponderaciones basadas en los coeficientes estimados de la función de producción. Este indicador, que resume la contribución del capital público a la renta per cápita de cada región teniendo en cuenta tanto su población como el tamaño de su territorio, debería ofrecer una visión más fiable de los niveles de equipamiento o de necesidad relativa de inversión en cada región que cada uno de los indicadores habituales por separado.

### **III. INVERSIÓN PÚBLICA Y REDISTRIBUCIÓN REGIONAL**

Partiendo del modelo que acabamos de esbozar, en este apartado se analiza el papel de la inversión pública como instrumento de redistribución regional. El primer objetivo ha sido el de evaluar

la efectividad *potencial* de este instrumento de la política regional, medida en términos de su capacidad para incidir sobre la dispersión de la renta per cápita regional. En segundo lugar, se ha intentado cuantificar el impacto *real* de tales políticas sobre la desigualdad regional en España durante los años ochenta. Estas dos cuestiones se analizan en el epígrafe 1. En el epígrafe 2, se discuten tres posibles criterios para la asignación territorial de la inversión pública y se propone una familia de reglas de reparto como forma de hacer operativos tales criterios. En el epígrafe 3, se examinan las prioridades regionales que implicaría cada uno de estos criterios, dada la situación existente en 1980, y se analiza el grado de conformidad existente entre éstas y el patrón territorial de la inversión pública durante la década subsiguiente. En los dos epígrafes siguientes, se analiza el impacto de diversas políticas hipotéticas, caracterizadas por los pesos asignados a los criterios de equidad y eficiencia, sobre el producto agregado español y la distribución regional de la renta. En el epígrafe 4, se construye una estimación del coste estático de eficiencia de la redistribución regional, mientras que en el 5 se discuten las implicaciones dinámicas de las políticas consideradas. Finalmente, en el epígrafe 6 se examina la situación existente en 1990 en términos de los mismos criterios.

#### **1. El impacto de las infraestructuras sobre la renta y la desigualdad regional**

Para calcular la contribución de las infraestructuras a la renta regional, tomaremos como referencia una región ficticia, dotada con los valores medios de todas las



variables exógenas del modelo (incluyendo las dotaciones de factores productivos) y, por consiguiente, con el nivel medio de renta. Utilizando la forma reducida del modelo estimado, la *renta relativa* de cada región, definida como la diferencia porcentual entre su renta per cápita y la correspondiente a la región artificial de referencia (5), puede expresarse como una suma ponderada de las desviaciones porcentuales sobre la media de las dotaciones de cada factor, la contribución de diversas variables socio-demográficas consideradas exógenas y un componente residual que recoge el efecto de las variables omitidas y las perturbaciones aleatorias.

La contribución de las infraestructuras a la renta relativa regional se resume en el gráfico 1, que muestra, para cada comunidad

autónoma, el nivel de renta (en desviaciones porcentuales sobre la media muestral) que resultaría de la eliminación de todas las diferencias entre regiones excepto en la dotación efectiva de capital público. Así, por ejemplo, si Madrid fuese igual a la región promedio en todos los aspectos excepto en el nivel medio de equipamiento de infraestructuras productivas, su renta per cápita en 1990 habría sido superior al promedio en un 6,24 por 100.

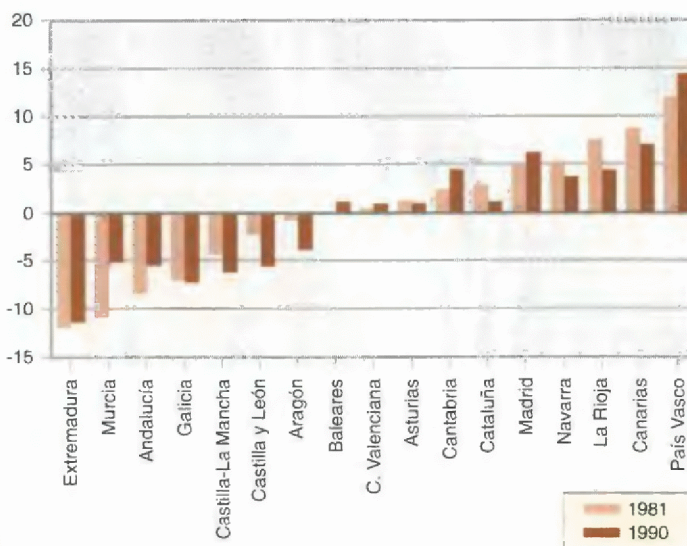
La magnitud de los efectos resumidos en el gráfico sugiere que la igualación de las dotaciones efectivas de infraestructuras resultaría en una reducción significativa de las disparidades existentes entre regiones. Por otro lado, la comparación entre las cifras correspondientes a 1981 y 1990 indica que la contribución de

la inversión pública a la disminución de las disparidades regionales durante esta década ha sido bastante modesta.

Los cálculos resumidos en el cuadro n.º 2 permiten precisar bastante más estas dos conclusiones. La fila [1] de este cuadro muestra el valor observado de un índice de desigualdad regional en renta per cápita en 1981 y 1990 (6). La reducción porcentual de este indicador entre estos dos años (aproximadamente un 13 por 100) mide la *convergencia* observada durante el período y constituye un punto de referencia natural a la hora de evaluar el cambio en el nivel de desigualdad inducido por distintas políticas. La fila [2] muestra el valor estimado del índice de dispersión de la renta tras eliminar las diferencias interregionales en dotaciones efectivas de capital público. Así, la eliminación de las diferencias en niveles de equipamiento de infraestructuras reduciría la dispersión de la renta per cápita en 1990 en un 19,1 por 100, mientras que en 1981 esta cifra habría sido del 23,2 por 100.

El impacto potencial de la inversión pública como instrumento redistributivo es, por tanto, bastante significativo. Sin embargo, este potencial no ha sido muy explotado durante el período considerado. La dispersión regional de las dotaciones efectivas de infraestructuras se redujo tan sólo en un 5,2 por 100 entre 1981 y 1990 (fila [4]). La contribución de esta modesta nivelación de los niveles de equipamiento a la convergencia en rentas per cápita ha sido aún menor, si bien representa una parte significativa del (pequeño) descenso observado en la desigualdad regional. En concreto, si las dotaciones relativas de capital público se hubiesen mantenido constantes a los niveles de 1981 (con el promedio muestral al nivel observado en 1990), el valor

**GRÁFICO 1**  
**CONTRIBUCIÓN DE LAS INFRAESTRUCTURAS A LA RENTA RELATIVA REGIONAL**  
**(En porcentajes)**



Nota: Contribución de las dotaciones de capital público a la renta per cápita regional (medida por la desviación porcentual sobre la media interregional que induciría esta variable por sí sola).



del índice de desigualdad habría sido superior al observado en 0,39 puntos. Esta cifra, que podríamos tomar como medida de la contribución de la inversión pública a la convergencia regional, representa un 1,74 por 100 del nivel inicial de desigualdad y un 13,45 por 100 de la reducción observada de la misma durante el período considerado.

En conclusión, nuestro análisis indica que las diferencias interregionales en dotaciones efectivas de capital público explican una fracción significativa de la desigualdad regional observada (en torno al 20 por 100). Este resultado sugiere que la política de inversión pública podría, en principio, contribuir de manera apreciable a la reducción de las disparidades regionales. Por otro lado, hemos visto que el impacto redistributivo real de esta política ha sido muy reducido. Esta discrepancia entre el efecto redistributivo potencial y el observado ha de explicarse en términos de dos factores no excluyentes. La primera posibilidad es que el volumen de recursos movilizado no ha sido suficiente para tener un impacto apreciable sobre la renta regional; la segunda es que la asignación de los recursos disponibles se ha realizado, en parte, siguiendo criterios no redistributivos. En el epígrafe 3 volveremos a esta cuestión tras discutir, en el epígrafe 2, algunos criterios que podrían servir de base para la distribución regional de la inversión pública y proponer una forma de hacerlos operativos a través de una *regla de reparto* de los recursos disponibles.

## 2. Tres criterios para la asignación regional de la inversión pública

Si consideramos la inversión pública como un instrumento pa-

ra la reducción de las desigualdades regionales, el criterio natural para la asignación de prioridades geográficas es uno de *necesidad*: se trataría de compensar, mediante la provisión pública de infraestructuras, las desventajas en otros aspectos que, presumiblemente, generan los bajos niveles de renta observados en algunas regiones. Por otro lado, se podría argumentar que la provisión de infraestructuras no es el instrumento más adecuado para la redistribución de la renta. Desde este punto de vista, las decisiones públicas de inversión habrían de basarse en consideraciones de *eficiencia*, y no de *necesidad*. El objetivo sería ahora maximizar la renta nacional para redistribuir después, si se considera necesario, a través del sistema impositivo y de protección social. Un tercer criterio posible, que ocuparía una posición intermedia entre los dos anteriores, sería el que podríamos llamar de *neutralidad*. Desde esta perspectiva, el Estado debería evitar que diferencias en dotaciones de capital público puedan resultar en ventajas o desventajas comparativas entre regiones. El objetivo sería ahora el de igualar las dotaciones efectivas de capital público en las distintas comunidades.

Para hacer operativos los criterios que acabamos de discutir, introducimos a continuación una familia de *reglas de reparto*. Dado un volumen global de recursos disponibles, cada regla genera una asignación de este montante entre regiones de acuerdo con sus posiciones relativas en términos de renta per cápita, rentabilidad esperada de la inversión y dotación efectiva de infraestructuras. Sea  $P_i$  la dotación inicial de capital público en la región  $i$ , y  $P = \sum_i P_i$  el *stock* agregado de este factor en el país en su conjunto. Sea  $\Delta P$  la cantidad total de «nuevo capital» a repartir entre

las regiones y  $G = \frac{\Delta P}{P}$  el incremento porcentual sobre la dotación agregada inicial que representa esta cantidad. A cada región  $i$  le asignamos un número de «puntos»,  $Q_i$ , en función de su tamaño, medido por el *stock* inicial,  $P_i$ , y los valores de tres indicadores ( $c_{1i}$ ,  $c_{2i}$  y  $c_{3i}$ ) de necesidad, eficiencia y neutralidad:

$$Q_i = (G + \alpha_1 c_{1i} + \alpha_2 c_{2i} + \alpha_3 c_{3i}) P_i \quad [1]$$

donde el coeficiente  $\alpha_k$  representa el «peso» atribuido al criterio  $c_k$  por la regla de reparto. Finalmente, repartimos los recursos disponibles en proporción a los puntos obtenidos por cada región (7).

Variando los pesos asignados a los indicadores de eficiencia, necesidad y neutralidad, obtenemos una familia de reglas de reparto que, aplicada al incremento total del *stock* de capital público durante la década de los ochenta, genera una gran variedad de asignaciones finales, algunas de ellas muy diferentes de la observada en realidad en 1990. En apartados posteriores, esta familia de reglas de reparto nos resultará útil para caracterizar el comportamiento inversor de la Administración española durante la década de los ochenta (para ello, buscaremos la regla de reparto de esta familia que mejor describe el patrón observado de inversión pública) y como forma de describir políticas alternativas a la observada.

## 3. Prioridades regionales en la inversión pública durante la década de los ochenta

En este epígrafe, se analiza el grado de correspondencia existente entre el patrón regional de la inversión pública durante la dé-



cada de los ochenta y los criterios de asignación propuestos en el apartado anterior. Comenzamos examinando las prioridades de inversión generadas por cada uno de estos criterios, dados los niveles de renta y las dotaciones de capital público de las regiones españolas en 1980, y constatando la existencia de un claro conflicto entre los objetivos de equidad y eficiencia. A continuación, examinamos la distribución regional de la inversión pública durante este período e intentamos determinar las prioridades implícitas en ésta utilizando técnicas estadísticas para estimar los pesos asignados a los distintos criterios en una hipotética regla de reparto subyacente a la asignación observada.

Las seis primeras columnas del cuadro n.º 3 muestran la posición relativa de cada región española en 1980 en términos de su dotación efectiva de infraestructuras, renta per cápita y rentabilidad esperada de la inversión pública —medida por el producto marginal de las infraestructuras— (8), junto con el *ranking* correspondiente de prioridad en la inversión. El examen de estas cifras muestra claras diferencias entre las prioridades generadas por los distintos criterios. Mientras que los criterios que podríamos llamar de equidad (necesidad y neutralidad) apuntan hacia la necesidad de favorecer a las regiones más pobres, el rendimiento esperado de la inversión es generalmente bajo en estas comunidades. Por contra, las regiones donde el producto marginal del capital público es más alto disfrutaban, en general, de elevados niveles de renta y dotaciones efectivas.

Como base para una ordenación global tentativa, la columna [7] del cuadro muestra la suma de los *rankings* de cada región, de acuerdo con cada uno de los criterios considerados (un número bajo indicaría una alta prio-

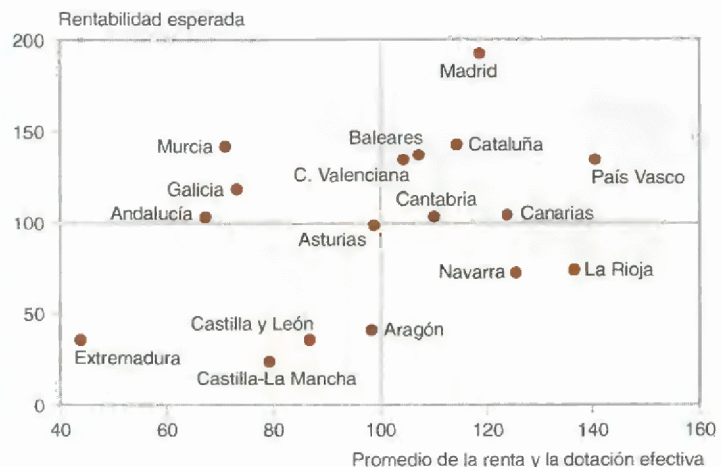
ridad). Este índice, sin embargo, podría estar excesivamente sesgado hacia las regiones más pobres, ya que los indicadores de dotación efectiva y renta per cápita generan *rankings* muy similares. Como alternativa, tomamos el promedio de estas dos variables para obtener un único indicador compuesto de «equidad». El gráfico 2 muestra la posición relativa de cada región española en 1980 en términos de este último índice y el indicador de rentabilidad esperada de la inversión pública. La pendiente, generalmente positiva, de la nube de puntos resultante (que se concentra en los cuadrantes Noreste y Suroeste del gráfico) revela un conflicto bastante claro entre los objetivos de equidad y eficiencia.

Las columnas [8] y [10] del cuadro n.º 3 recogen dos medidas de la intensidad inversora observada en cada región:  $g_p^{obs}$  es la tasa media anual observada de crecimiento del *stock* neto de capital público y  $s_p^{obs}$  la inversión pública (neta de retiros y depreciación)

expresada como fracción del producto regional. Las columnas [9] y [11] muestran los valores de los mismos indicadores que habrían sido necesarios para eliminar las diferencias regionales en dotaciones efectivas de infraestructura en 1990, manteniendo el promedio muestral de este indicador igual a su valor observado en el mismo año ( $g_p^{eq}$  y  $s_p^{eq}$ ). Finalmente, la columna [12] muestra una estimación de la inversión de reposición y mantenimiento expresada como fracción del producto regional ( $s_p^{rep}$ ) obtenida a partir del supuesto de que la inversión anual por estos conceptos es igual al 5 por 100 del *stock* existente de capital público.

La comparación entre los dos grupos de cifras revela, en primer lugar, que la nivelación de las dotaciones efectivas al nivel medio alcanzado en 1990 habría requerido un incremento del esfuerzo inversor agregado. Sin embargo, el volumen adicional de recursos necesario para alcanzar este objetivo es pequeño: en términos de la inversión total expresada co-

GRÁFICO 2  
EQUIDAD VS. EFICIENCIA EN LA INVERSIÓN PÚBLICA (1980)



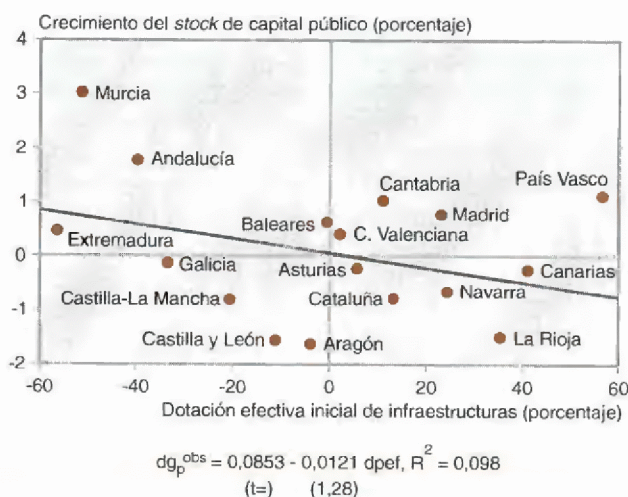


mo fracción del PIB español, el incremento necesario del gasto sería tan sólo de un 9,33 por 100  $[= (s_p^{eg} - s_p^{obs}) / (s_p^{obs} + s_p^{rep})]$ . En segundo lugar, la comparación entre  $g_p^{obs}$  y  $g_p^{eg}$  también indica que un criterio puramente redistributivo habría implicado una distribución regional de la inversión muy distinta de la observada. Si expresamos  $g_p^{obs}$  y  $g_p^{eg}$  en desviaciones sobre el promedio nacional, los dos indicadores tienen el signo opuesto en casi la mitad de las regiones españolas (Galicia, las dos Castillas, Baleares, Valencia, Cantabria, Madrid y el País Vasco). Una conclusión similar emerge de los gráficos 3 y 4, donde se muestra la relación entre  $g_p^{obs}$  y los valores iniciales de la renta per cápita y la dotación efectiva de capital público.

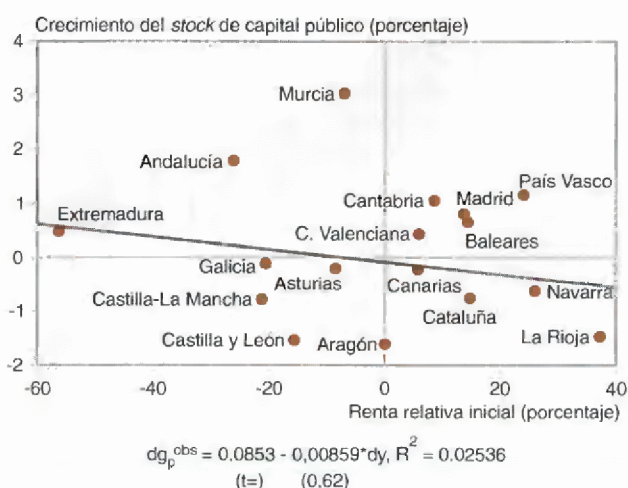
Parece claro, por tanto, que la reducción de las disparidades regionales en niveles de renta o de equipamiento de infraestructuras no ha sido el único criterio que ha guiado la asignación regional de la inversión pública en nuestro país durante el período considerado. El gráfico 5 sugiere que el peso del criterio de eficiencia ha sido importante. De hecho, en las regresiones univariantes del nivel de esfuerzo inversor sobre los niveles iniciales de dotación efectiva de capital público, nivel de renta y rentabilidad esperada que se muestran debajo de los gráficos 3, 4 y 5, la última variable es la única significativa.

Los resultados anteriores no implican necesariamente que consideraciones de equidad no hayan tenido influencia alguna sobre la política de inversión regional. Para determinar el peso relativo de los distintos criterios de una forma un poco más sistemática, utilizaremos una técnica estadística que nos permite identificar la regla de reparto que mejor explica el comportamiento observado de la inversión pública.

**GRÁFICO 3**  
**INVERSIÓN PÚBLICA VS. DOTACIÓN EFECTIVA INICIAL DE INFRAESTRUCTURAS**



**GRÁFICO 4**  
**INVERSIÓN PÚBLICA VS. RENTA RELATIVA INICIAL**

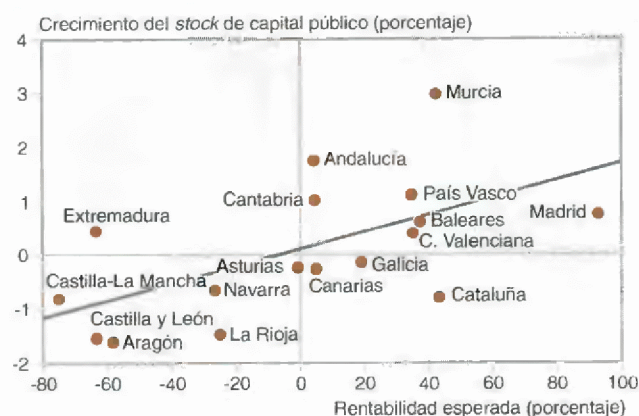


En concreto, utilizaremos una técnica de regresión no lineal para estimar los coeficientes  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  y  $\alpha_3$  que miden el peso asignado a los distintos criterios en la ecuación [1] (9).

El cuadro n.º 4 resume los resultados de este ejercicio. La primera ecuación, que incluye las tres variables criterio por separado, parece confirmar la importancia dominante del criterio de



**GRÁFICO 5**  
**INVERSIÓN PÚBLICA VS. RENTABILIDAD ESPERADA INICIAL**



$$dg_p^{obs} = 0,085 + 0,0151 \cdot drent \quad R^2 = 0,323$$

(t=) (2,67)

Notas:  $dg_p^{obs}$  es  $g_p^{obs}$  expresada en desviaciones sobre el promedio nacional de esta variable. Los índices de renta ( $dy$ ), dotación efectiva de capital público ( $dpef$ ) y rentabilidad esperada de la inversión pública ( $drent$ ) son los que aparecen en el cuadro nº 3, expresados en desviaciones sobre el promedio. El gráfico 5 no muestra la tasa esperada de rentabilidad de la inversión pública, sino un índice de su rentabilidad en desviaciones porcentuales sobre el promedio.

eficiencia. Sin embargo, esta especificación presenta un problema de multicolinealidad. Como ya hemos observado, los indicadores de dotación efectiva de infraestructuras y de renta per cápita están altamente correlacionados (el  $R^2$  de una regresión de uno de ellos sobre el otro es 0,704), lo que hace difícil separar sus efectos. Para evitar este problema, repetimos la estimación utilizando el promedio de estas dos variables como único indicador de equidad. El coeficiente estimado de esta variable en la segunda ecuación es negativo, significativo y de una magnitud similar a la del índice de rentabilidad esperada, lo que parece indicar que consideraciones de equidad sí han jugado un papel importante en la asignación regional de la inversión pública.

#### 4. El coste de una política de redistribución regional: efectos estáticos

En el epígrafe anterior, hemos visto que la política de inversión pública en España durante los años ochenta se ajusta bastante bien a una sencilla regla de reparto de los fondos disponibles que asigna pesos de magnitud comparable a los criterios de eficiencia y equidad. En este epígrafe, examinaremos el impacto sobre la renta agregada y el nivel de desigualdad de políticas alternativas que difieren de la observada en los pesos asignados a cada uno de estos criterios. Los resultados nos permitirán ofrecer una estimación del coste de una mayor redistribución regional, así como de las ganancias potenciales derivadas de una política de inversiones más ajustada al criterio de eficiencia.

Como punto de partida, tomaremos la regla de reparto estimada en el epígrafe anterior. Manteniendo constante el volumen total de recursos disponibles para la inversión (dado por el incremento observado del stock de capital público durante el período considerado en el conjunto de España), iremos variando los pesos asignados a los criterios de equidad y eficiencia medidos, respectivamente, por el promedio de los índices de renta per cápita y dotación efectiva y el indicador de rentabilidad en 1981 que aparecen en el cuadro nº 3. Dados los pesos de estas variables, y la distribución resultante del stock de capital público en 1990, estimaremos la renta hipotética de cada región, el nivel de desigualdad regional y el producto nacional agregado siguiendo el mismo procedimiento que en apartados anteriores.

El cuadro nº 5 resume los resultados obtenidos cuando, partiendo de la regla estimada de reparto, mantenemos constante el peso de cada uno de los criterios y variamos el otro. Según nos desplazamos hacia abajo a lo largo de las cuatro primeras columnas del cuadro, nos encontramos con políticas cada vez más redistributivas, mientras que el segundo grupo de columnas refleja el efecto de asignar un peso cada vez mayor al criterio de rentabilidad (10). Quizá la implicación más clara del cuadro es que el impacto directo sobre la renta agregada de la redistribución regional del capital público es bastante limitado. Así, una política que podríamos considerar extremadamente redistributiva (la descrita por la última entrada en el lado izquierdo del cuadro) implicaría una reducción del producto nacional inferior a tres puntos porcentuales. Puesto que este cambio se repartiría sobre un período de diez años, la reducción de la



tasa anual de crecimiento sería tan sólo de entre dos y tres décimas de punto. En el extremo opuesto, una política basada casi exclusivamente en consideraciones de eficiencia no generaría un aumento del PIB superior a los dos puntos (o las dos décimas anuales en términos de la tasa de crecimiento). Por otro lado, los pesos asignados a los distintos criterios sí tienen un efecto significativo sobre la desigualdad regional, medida por la desviación estándar del logaritmo de la renta per cápita. El cambio de este indicador oscila entre una reducción de casi el 30 por 100, en el caso de las políticas más redistributivas, y un incremento de la misma magnitud en el extremo opuesto.

En términos generales, los resultados indican que el coste agregado de la redistribución regional es bastante reducido (11). Sin embargo, la magnitud de las pérdidas y ganancias de renta experimentadas por regiones individuales es muy considerable en algunos casos, por lo que cabría esperar fuertes resistencias políticas a cambios importantes en la regla de reparto. Para ilustrar este punto, el cuadro n.º 6 muestra una estimación detallada de los efectos regionales de dos políticas que podríamos considerar extremas. Cada una de estas políticas asigna un peso nulo a uno de los dos criterios considerados y un peso igual a tres veces el valor estimado del otro. Por tanto, el escenario [3] corresponde a una política «muy eficiente» y el [4] a una política «muy redistributiva». El cuadro muestra también la situación existente en 1990 (escenario [1]) y la que habría resultado de aplicar la regla estimada de reparto (escenario [2]). Para aislar mejor el impacto de los cambios en el criterio de asignación, el escenario de referencia es el [2].

El impacto agregado de las políticas analizadas es de magnitud comparable al de las más extremas recogidas en el cuadro n.º 5. Mientras que la política redistributiva ([4]) reduciría la desigualdad regional en un 13,54 por 100 (duplicando así la tasa observada de convergencia en renta per cápita) al coste de un descenso del 1,62 por 100 del PIB español, la alternativa opuesta implica un incremento del PIB agregado del 1,58 por 100 y un aumento de la desigualdad del 18,29 por 100. Para muchas regiones, sin embargo, la diferencia entre las dos alternativas es de más de un 10 por 100 del producto regional. Así, por ejemplo, Extremadura pasaría de ganar 6,76 en puntos en el primer caso a perder 10,37 en el segundo, mientras que Madrid perdería 6,10 en el primero y ganaría 7,62 en el segundo.

## 5. Efectos dinámicos

Las estimaciones del coste de eficiencia de la redistribución regional que hemos construido en el epígrafe precedente están basadas en un análisis puramente estático, que ignora algunos aspectos importantes del problema. En particular, estas cifras reflejan el impacto sobre el *output* total de redistribuir entre regiones unas dotaciones fijas de factores productivos. Sin embargo, el incremento del nivel de renta inducido por una política de inversión pública más eficiente debería traducirse en un aumento del ahorro y la inversión, tanto pública como privada. El incremento resultante de los *stocks* de factores generará un aumento adicional del producto que, a medio o largo plazo, podría modificar sustancialmente las estimaciones precedentes sobre el coste de la redistribución regional.

Para cuantificar este tipo de efectos, utilizaremos el método

propuesto por Baldwin (1989) para estimar el impacto a largo plazo de las ganancias de eficiencia resultantes de la construcción del mercado único europeo. En primer lugar, supondremos que es posible aproximar el producto nacional español mediante una función de producción agregada —similar a las que hemos venido utilizando para las regiones— que tiene como argumentos las dotaciones totales de capital público y privado, el nivel medio de escolarización de la población y un término que refleja la eficiencia de la distribución regional del *stock* de capital público. Partiendo de supuestos sencillos sobre los determinantes de la tasa de acumulación de distintos tipos de capital, construiremos a continuación un modelo de la evolución del producto agregado que utilizaremos para calcular el efecto a largo plazo de un cambio dado en la eficiencia de la asignación regional del *stock* de capital público.

El modelo predice que el impacto total sobre la renta a largo plazo de un cambio de política se puede expresar como el producto del cambio en el factor de eficiencia estática (que es lo que hemos calculado en el epígrafe precedente) y un multiplicador cuyo valor depende de los coeficientes de la función de producción agregada y de la sensibilidad de las tasas de acumulación de los distintos factores al nivel de renta. Aunque el modelo nos proporciona una fórmula explícita para este multiplicador, la aplicación de esta fórmula requiere algunos supuestos de difícil contrastación. En particular, los resultados son muy sensibles a los supuestos sobre la elasticidad de las tasas de acumulación de factores con respecto al nivel de renta. En el caso del capital físico, tanto público como privado, parece razonable suponer que el volumen de inversión es proporcional al nivel de



renta (es decir, que la elasticidad renta de esta variable es uno). Sin embargo, en el caso del capital humano, este supuesto podría no ser tan razonable. Si bien cabe esperar que un incremento del nivel de renta se traduzca en una mayor inversión en educación, el aumento del nivel educativo de la población podría deberse en parte a otros factores, tales como la mayor duración de la escolarización obligatoria, la mejor cobertura escolar y un cambio en las actitudes de la población con respecto a la educación que no tiene por qué reflejar mecánicamente la mejora del nivel de vida.

El cuadro n.º 7 muestra que la incertidumbre sobre la respuesta de la inversión educativa al incremento de la renta impide ofrecer una estimación precisa de la magnitud del efecto a largo plazo de la política de inversión pública. La primera columna del cuadro muestra el valor supuesto de la elasticidad de la tasa de acumulación de capital humano con respecto al nivel de renta ( $\epsilon_{hx}$ ). La segunda indica el valor del multiplicador a largo plazo ( $m_l$ ); es decir, el cambio porcentual del nivel de renta a largo plazo inducido por una ganancia de eficiencia estática del 1 por 100. Para obtener esta estimación, hemos supuesto que el coeficiente del capital privado en la función de producción es igual a un tercio, mientras que los coeficientes del capital público y humano son los estimados en el apartado II del trabajo (véase la nota 3). Como se aprecia en el cuadro, los resultados son muy sensibles al supuesto sobre  $\epsilon_{hx}$ . Así, el valor del multiplicador pasa de 1,9 a 6,5 según vamos aumentando el valor asignado a la elasticidad renta de la inversión en capital humano de cero a uno.

El modelo también nos permite calcular la velocidad de convergencia hacia el nuevo equilibrio a

largo plazo inducido por el cambio en el coeficiente de eficiencia estática. La tercera y cuarta columnas del cuadro recogen esta información de dos formas complementarias. La columna [3] muestra la tasa anual de convergencia hacia el nuevo equilibrio, mientras que la columna [4] muestra el tiempo que sería necesario para alcanzar la mitad del incremento predicho de la renta (en exceso del efecto estático); es decir, la «vida media» del proceso de convergencia. Finalmente, la columna [5] resume el impacto sobre la tasa anual de crecimiento del producto per cápita durante un período de duración igual a la vida media del proceso ( $\Delta_{gm}$ ) (12). El modelo predice que cada ganancia de un punto porcentual en el coeficiente de eficiencia estática se traducirá en un incremento de entre una y media y tres centésimas de punto en la tasa anual de crecimiento durante un período cuya duración es una función creciente de la elasticidad de la inversión en capital humano con respecto al nivel de renta per cápita. Finalizado este período, el impacto sobre la tasa de crecimiento se iría reduciendo de manera gradual hasta desaparecer.

Resulta interesante observar que el impacto de un cambio de política sobre la tasa de crecimiento a medio plazo es bastante menos sensible al valor de  $\epsilon_{hx}$  que el multiplicador de largo plazo. Esta diferencia sugiere que, en alguna medida, el incremento del multiplicador tiende a exagerar las ganancias de bienestar asociadas con un mayor valor de  $\epsilon_{hx}$ . Es cierto que la magnitud total del efecto sobre la renta a largo plazo de un cambio dado de política es una función creciente de este parámetro. Sin embargo, puesto que las ganancias de renta se realizan también sobre un período más largo, el incremento

de la riqueza, en términos de valor actualizado, será bastante inferior al incremento no descontado que recoge el multiplicador. En segundo lugar, ha de tenerse en cuenta que el aumento de la inversión que genera los efectos dinámicos analizados en esta sección ha de financiarse mediante una reducción del consumo corriente, lo que también implica que el aumento del bienestar (medido por el incremento del consumo) será menor que el incremento del producto recogido en el cuadro.

Finalmente, las implicaciones del modelo sobre la tasa de convergencia permiten aventurar algunas suposiciones sobre el escenario más probable de los recogidos en el cuadro. Existen numerosas estimaciones empíricas de la velocidad de convergencia para un buen número de muestras tanto regionales como de países (13). Gran parte de estas estimaciones coinciden en obtener valores de este parámetro próximos al 2 por 100 anual. Si aceptamos esta conclusión, junto con el resto de nuestros supuestos sobre los coeficientes de la función de producción, el valor más probable de  $\epsilon_{hx}$  sería un tercio, y el multiplicador de largo plazo estaría en torno a 2,5.

Combinando esta cifra con los resultados obtenidos en el epígrafe anterior, podemos avanzar algunas conclusiones muy tentativas sobre el efecto de distintas políticas de inversión pública. El impacto a «corto plazo» sobre el nivel de desigualdad regional de un cambio de política que, manteniendo constante el volumen total de recursos al nivel observado, los distribuyese entre regiones de acuerdo con criterios claramente redistributivos o de eficiencia durante un período de diez años, podría cifrarse en un aumento o disminución de la desigualdad de aproximadamente



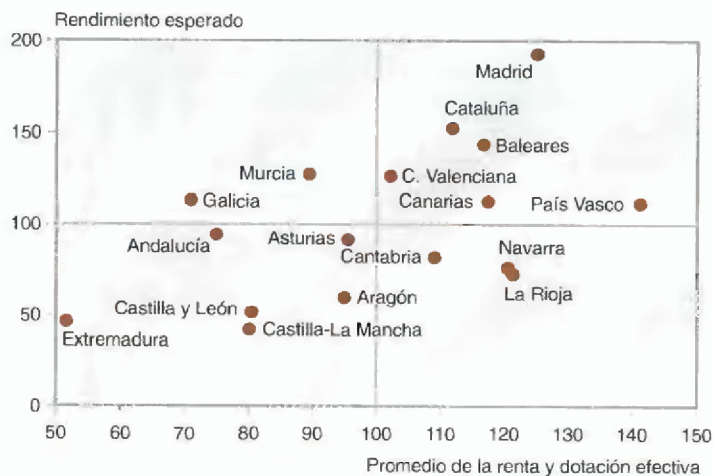
un 15 por 100. En términos del producto agregado, la misma política implicaría un coste o ganancia de aproximadamente un punto y medio del PIB español (cuadro n.º 6); es decir, un cambio de unas quince centésimas en la tasa anual de crecimiento durante la década. A muy largo plazo, este efecto habría de multiplicarse aproximadamente por 2,5. El impacto agregado total, por lo tanto, sería un incremento (o decremento) del PIB de aproximadamente un 4 por 100. Esta cifra no es, ni mucho menos, despreciable, pero ha de tenerse en cuenta que esta ganancia se realizaría durante un período muy largo y, puesto que además ha de financiarse mediante una reducción del consumo, exageraría, en todo caso, el aumento del bienestar.

## 6. Prioridades de inversión en 1990

Basándonos en las últimas cifras disponibles sobre dotaciones regionales de infraestructuras en España, concluimos este apartado con un breve examen de las prioridades de inversión pública inducidas por los tres criterios que hemos considerado en epígrafes anteriores.

El cuadro n.º 8 y el gráfico 6 resumen la situación existente en 1990. El cuadro muestra la situación relativa de las regiones españolas en 1990 en términos de los indicadores habituales de eficiencia, necesidad y neutralidad, mientras que el gráfico se construye utilizando el promedio de los índices de renta per cápita y dotación efectiva de infraestructuras como indicador global de «equidad». Una comparación de estas cifras con las correspondientes a 1981, resumidas en la primera parte del cuadro n.º 3 y en el gráfico 2, revela que la ten-

GRÁFICO 6  
EQUIDAD VS. EFICIENCIA EN LA INVERSIÓN PÚBLICA (1990)



sión entre los objetivos de equidad y eficiencia es aún más clara en 1990 que en 1981.

El gráfico 6 sugiere una clasificación tentativa de las comunidades autónomas españolas en cuatro grupos. Las regiones con menores niveles efectivos de equipamiento público son las más pobres, pero el rendimiento esperado de la inversión es generalmente bajo en estas comunidades (Extremadura, las dos Castillas y Aragón). Por contra, las regiones donde el producto marginal del capital público es mayor disfrutan, en general, de elevados niveles de renta y dotaciones efectivas de infraestructuras superiores al promedio (Madrid, Cataluña y Baleares). Existen, sin embargo, algunos casos en los que no se plantea un conflicto tan acusado entre equidad y eficiencia. Así, existe un grupo de regiones en las que la dotación de capital público es baja y el rendimiento de la inversión aceptable (Galicia, Andalucía, Murcia, Valencia y Asturias) y a las que debería, por tanto, asig-

narse una alta prioridad inversora. En el extremo opuesto se encuentra un grupo de regiones de baja prioridad inversora (País Vasco, Canarias, La Rioja, Navarra y Cantabria), caracterizado por niveles bajos de necesidad y rentabilidades no muy elevadas.

## IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En la medida en que las infraestructuras influyen sobre la productividad y la localización de los factores privados, la inversión pública puede servir como instrumento para reducir las disparidades regionales. Los resultados de este trabajo sugieren que el impacto potencial del capital público es considerable. De acuerdo con nuestros cálculos, la igualación de las dotaciones efectivas de infraestructuras de las regiones españolas reduciría el nivel observado de desigualdad en aproximadamente un 20 por 100.

La primera conclusión de este trabajo es, por tanto, que las polí-



ticas regionales de oferta —y en concreto la inversión pública en infraestructuras— pueden funcionar. Sin embargo, el efecto real de tales políticas sobre la distribución de la renta dependerá del volumen total de recursos disponibles y del grado en el que tales recursos se distribuyan en relación inversa a la renta per cápita. En el caso español, la contribución neta de la inversión pública a la reducción de las disparidades regionales durante la década de los ochenta ha sido muy modesta. Este resultado no se ha debido a una carencia de recursos. Un pequeño incremento del volumen de inversión realizado durante la década habría bastado para permitir la nivelación de las dotaciones regionales efectivas de infraestructuras a los niveles medios existentes en 1990. Sin embargo, el patrón territorial de la inversión ha sido muy distinto del que habría sido necesario para alcanzar este objetivo. Esto es cierto pese a que el criterio de equidad ha tenido un peso comparable al de la eficiencia en la distribución regional de la inversión pública.

Una parte importante de este trabajo se ha centrado en cuestiones de interés para la toma de decisiones normativas. Aunque nuestro análisis no tiene implicaciones directas sobre el nivel óptimo de redistribución regional, sí permite clarificar algunos aspectos de este difícil problema. Así, los diversos indicadores de equidad y rentabilidad esperada que hemos construido, utilizados con la precaución siempre indicada en estos casos, podrían servir de ayuda a la hora de establecer prioridades regionales de inversión basadas en criterios explícitos. En segundo lugar, ofrecemos una estimación del coste de eficiencia de una política de infraestructuras orientada a la reducción de las disparidades regiona-

les, teniendo en cuenta tanto sus efectos a medio plazo como sus implicaciones dinámicas a través del cambio inducido en la inversión.

Nuestros cálculos indican que una reasignación de la inversión realizada durante la década de los ochenta, de acuerdo con una regla de reparto basada estrictamente en un criterio de equidad, habría permitido reducir la desigualdad regional en un 13 por 100 (doblando así la reducción de la desigualdad observada durante el período) a un coste inmediato de aproximadamente un punto y medio del PIB. A muy largo plazo, esta cifra podría aumentar hasta cuatro puntos, pero puesto que este coste se repartiría sobre varias décadas, el impacto sobre la tasa anual de crecimiento sería tan sólo de algunas centésimas. El efecto de una política más ajustada al criterio de eficiencia sería casi exactamente el inverso: un aumento de la desigualdad regional en torno al 15 por 100, acompañado de un incremento del PIB de punto y medio, y una aceleración temporal del crecimiento que, acumulada sobre un período de más de treinta años, resultaría en una ganancia de unos cuatro puntos del PIB agregado.

Las estimaciones precedentes han de considerarse de carácter tentativo y sujetas a un amplio margen de error, que refleja tanto el alto grado de incertidumbre sobre la sensibilidad de la inversión en capital humano al incremento de la renta como el desacuerdo existente en la literatura sobre la contribución de las infraestructuras a la productividad. Con toda la precaución que esto exige, nuestros resultados sugieren que el coste de eficiencia de una política de infraestructuras claramente orientada hacia la redistribución sería relativamente modesto, pero no despreciable. Nuestras

estimaciones del impacto de esta política sobre el PIB español son de una magnitud comparable (pero de signo contrario) a la de los efectos esperados de la creación del mercado único sobre el producto agregado de la Unión Europea (14).

¿Merece la pena asumir este coste para reducir la desigualdad de la productividad regional en aproximadamente un 13 por 100? La respuesta a esta pregunta dependerá en parte del grado de aversión a la desigualdad de cada lector. Por otro lado, hemos de tener en cuenta que existen otros mecanismos de redistribución que, en principio, deberían ser más eficientes. Para ilustrar este punto, tomemos como referencia el escenario [4] recogido en el cuadro n.º 6; es decir, la situación hipotética alcanzada tras una década de una política de infraestructuras muy redistributiva. ¿En qué medida habría sido posible mejorar las cosas sin perjudicar a las regiones más pobres a través de una política más eficiente, acompañada de un mayor esfuerzo de redistribución *ex-post*?

Si hubiésemos adoptado la política correspondiente al escenario [3] del mismo cuadro, el producto agregado sería superior en un 3,25 por 100 al nivel de partida. En principio, por tanto, resultaría posible compensar completamente a las regiones perjudicadas sin agotar las ganancias del resto. El cuadro n.º 9 muestra el producto total de las regiones perjudicadas y favorecidas por el cambio de política en los dos escenarios contemplados, así como el desglose de pérdidas y ganancias, expresadas como fracción del PIB propio y del PIB agregado español. Mientras que el primer grupo experimentaría una reducción del 6,79 por 100 en su producto agregado, el segundo ganaría un 8,77 por 100. Pues-



to que el producto del segundo grupo es mayor, el resultado neto agregado sería claramente positivo.

Para compensar a las regiones perdedoras, resultaría necesario «confiscar» un 42,5 por 100 del incremento de la renta de las regiones favorecidas (un 3,43 por 100 de su producto total), lo que aún dejaría a este grupo con una ganancia neta de más de cinco puntos. En la medida en que el sistema impositivo existente es (ligeramente) progresivo, parte de esta redistribución tendría lugar automáticamente, pero probablemente tan sólo una pequeña parte del total. Una compensación plena, por tanto, requeriría una modificación del sistema impositivo, que se traduciría en un ligero aumento de su progresividad y del grado medio de presión fiscal. Este cambio de política fiscal, a su vez, podría generar efectos dinámicos negativos a través de una reducción de los incentivos al trabajo y al ahorro, que tenderían a limitar los beneficios a largo plazo de la mejor asignación del capital público. Por otro lado, la redistribución *ex-post*, realizada a través del sistema impositivo y de protección social, presenta claras ventajas sobre la redistribución *ex-ante*, por cuanto puede basarse en un criterio de necesidad a escala personal, en vez de regional, y permite, por tanto, concentrar los beneficios en las capas más necesitadas de la población.

El ejercicio precedente sugiere que, puesto que disponemos de instrumentos más eficientes, no resultaría sensato basar el diseño de la política de infraestructuras exclusivamente en consideraciones de equidad. Por otro lado, si aceptamos que la acción del Estado no debería generar diferencias importantes en la capacidad de generar riqueza de las distintas regiones, un cierto es-

fuerzo redistributivo sería claramente deseable. Nuestros resultados indican que su coste sería asumible.

#### NOTAS

(\*) Agradezco los comentarios y sugerencias de Ramón Caminal y la ayuda de Juan Antonio Duro. Este trabajo ha sido financiado en parte por el Ministerio de Educación y Ciencia (DGICY - PB92 - 0120) y por la Generalidad de Cataluña (CIRIT CS93 - 9903).

(1) Los detalles del modelo y del procedimiento seguido para obtener las estimaciones que se ofrecen en este trabajo se resumen en un apéndice técnico que no aparece en este número por limitaciones de espacio. El lector que lo desee puede solicitar este apéndice al autor, escribiéndole a la dirección siguiente: Instituto de Análisis Económico, Campus de la Universidad Autónoma de Barcelona, 08193, Bellaterra, Barcelona. Teléfono: 93-580-6612. Fax: 93-580-1452. E-Mail address: DelaFuente@cc.uab.es.

(2) En la actualidad, existen estimaciones anuales del *stock* de capital privado por comunidades autónomas desde 1964. Estas series, publicadas por la Fundación BBV (1996), han sido elaboradas por el IVIE a partir del trabajo de ESCRIBA y otros (1994). En un futuro próximo, planeamos investigar el impacto de las dotaciones de infraestructuras sobre la distribución regional del capital privado, lo que nos permitirá contrastar la validez de la hipótesis de movilidad perfecta de este factor adoptada en el presente trabajo.

(3) Bajo el supuesto de que la elasticidad del producto con respecto al *stock* de capital privado es igual a un tercio, los coeficientes estimados implican los valores siguientes de la elasticidad del producto con respecto a otros factores: capital humano = 0,373, capital público = 0,141, trabajo = 0,599 y área geográfica = -0,074.

(4) También existen trabajos que alcanzan conclusiones mucho más pesimistas sobre la contribución de las infraestructuras a la productividad (p. ej. GARCIA-MILA, MCGUIRE y PORTER, 1993). Para una breve panorámica de esta literatura, véase DE LA FUENTE (1994).

(5) Más precisamente, la renta relativa de la región *i* se define como el logaritmo de la renta per cápita en *i*, expresado en diferencias con el promedio muestral de la misma variable en el periodo corriente. Esta cifra es aproximadamente igual a la desviación porcentual de la renta per cápita en la región dada sobre la media (geométrica) muestral.

(6) Como medida de desigualdad regional, utilizaremos la desviación estándar de la renta relativa. Este índice es aproximadamente igual al coeficiente de variación de la renta per cápita regional expresada en niveles en vez de en logaritmos, por lo que a menudo nos referiremos a él como CV.

(7) Con este procedimiento, la tasa de incremento del *stock* de capital en la región *i* viene dada por

$$G = \frac{\Delta P_i}{P_i} = G \frac{G + \alpha_i c_{1i} + \alpha_i c_{2i} + \alpha_i c_{3i}}{G + \alpha_i \sum c_{1i} \frac{P_i}{P} + \alpha_i \sum c_{2i} \frac{P_i}{P} + \alpha_i \sum c_{3i} \frac{P_i}{P}}$$

Obsérvese que si el peso asignado a las variables criterio es cero ( $\alpha_k = 0$  para todo *k*), el *stock* de capital aumentará de manera uniforme en todas las regiones. La introducción de pesos positivos romperá esta uniformidad en favor de aquellas regiones cuya posición en términos de cada variable criterio es superior al promedio (ponderado por las dotaciones de capital) del indicador correspondiente.

(8) Con una función de producción del tipo que hemos utilizado (Cobb-Douglas), el producto marginal de cada factor es proporcional a su producto medio; es decir, a la *ratio* entre el producto total y el *stock* del factor considerado. Normalizando el logaritmo del producto medio del capital público por su promedio muestral (= 100), obtenemos el índice de rentabilidad esperada que aparece en el cuadro n.º 3.

(9) La ecuación estimada es la que aparece en la nota 8. Para estimarla, utilizamos los valores observados del incremento porcentual de los *stocks* regionales y nacionales de capital (*G* y *G*) durante la década de los ochenta y las dotaciones iniciales de la misma variable. Las variables criterio,  $c_1$ ,  $c_2$  y  $c_3$ , son las mismas que hemos venido utilizando hasta el momento; es decir, los niveles relativos de renta per cápita, dotación efectiva de infraestructuras y rentabilidad esperada de la inversión pública en 1981.

(10) Obsérvese que, pasado un punto, un incremento del peso asignado al criterio de rentabilidad conduce a una reducción del producto agregado. Este fenómeno se debe a que la rentabilidad del capital es una función decreciente del *stock*. Por tanto, resulta posible asignar «demasiado capital» a regiones en las que un pequeño incremento de la inversión sería muy rentable.

(11) De hecho, las cifras recogidas en los cuadros n.ºs 5 y 6 deberían sobreestimar el impacto de las políticas consideradas sobre el producto regional y el producto nacional agregado en aproximadamente un 50 por 100, y constituyen, por tanto, una estimación «de máximos» del coste de la redistribución regional. La razón es que estas estimaciones se construyen utilizando un procedimiento que podríamos llamar de equilibrio parcial. Para corregir por efectos de «equilibrio general», sería necesario multiplicar esta primera estimación del cambio en el producto de cada región por  $(1-\alpha)$ , donde  $\alpha$  es el coeficiente del capital privado en la función de producción. Por otro lado, puesto que la corrección es uniforme para todas las regiones, no es necesario ajustar las rentas relativas ni el índice de desigualdad utilizado.

(12) El cuadro muestra el incremento uniforme de la tasa de crecimiento anual de la renta que, de mantenerse durante la vida media del proceso, llevaría a la economía a la situación predicha por el modelo al final de este periodo. Obsérvese que se trata tan sólo de una aproximación al efecto medio del cambio de política, puesto que el impacto de éste sobre la tasa de crecimiento no sería en realidad uniforme en el tiempo. El cálculo se realiza bajo el supuesto de que el impacto estático del cambio de política se produce de forma inmediata.



(13) Véase, por ejemplo, BARRO Y SALA-I-MARTIN (1992).

(14) Véase DE LA FUENTE (1995).

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALDWIN, R. (1989), «The growth effects of 1992», *Economic Policy*, 4, págs. 247-82.

BARRO, R., y SALA-I-MARTIN, X. (1992), «Convergence», *Journal of Political Economy*, 100 (2), págs. 223-251.

DE LA FUENTE, A. (1994), «Capital público y productividad», en *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, volumen II, IAE, Barcelona.

— (1995), «Assessing the effects of economic integration on growth and welfare», IAE-UAB WP 316.95, Barcelona.

DE LA FUENTE, A., y DA ROCHA, J. M. (1994), «Capital humano, crecimiento y productividad», en *Crecimiento y convergencia regional en España y en Europa*, vol. II, IAE, Barcelona.

DE LA FUENTE, A., y VIVES, X. (1995), «Infrastructure and education as instruments of regional policy: Evidence from Spain», *Economic Policy*, 20, págs. 11-54.

ESCRIBÁ, J.; CALABUIG, V.; DE CASTRO, J., y RUIZ, J. R. (1994), «Estimación regionalizada del stock de capital privado (1964-1989)», WP EC 94-08, IVIE, Valencia.

FUNDACIÓN BBV (1996), *El stock de capital en la economía española*, Madrid.

GARCÍA-MILÀ, T.; MCGUIRE, T., y PORTER, R. (1993), «The effect of public capital in state-level production functions reconsidered», mimeo.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1992), *Contabilidad regional de España, Base 1985. Serie 1986-1990*, Madrid.

— (1993), *Contabilidad regional de España, Base 1986. Serie homogénea, 1980-1989*, Madrid.

— (varios años), *Encuesta de población activa. Principales resultados*, Madrid.

— (varios años), *Encuesta de población activa. Resultados por comunidades autónomas*, Madrid.

MANKIW, G.; ROMER, D., y WEIL, D. (1992), «A contribution to the empirics of economic growth», *Quarterly Journal of Economics*, CVII, págs. 407-37.

MAS, M.; PEREZ, F., y URIEL, E. (1993), «Dotaciones de capital público y su distribución regional en España», mimeo, IVIE, Valencia.

MINISTERIO DE OBRAS PÚBLICAS, TRANSPORTES Y MEDIO AMBIENTE (MOPT) (1994), *Anuario Estadístico*, Madrid.

MUNNELL, A. (1992), «Infrastructure investment and economic growth», *Journal of Economic Perspectives*, 6, págs. 189-198.

NIEVES DE LA FLOR, J. A. (1992), «Evolución temporal y distribución territorial, institucional y modal de las inversiones en infraestructuras del transporte no urbano», *Documento de Trabajo* No. D-92004, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

— y PIÑERO, J. M. (1992), «La dotación de infraestructuras del transporte en las comunidades autónomas», *Documento de Trabajo* No. D-92005, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

CUADRO N.º 1

#### VALORES ESTIMADOS DE ALGUNOS COEFICIENTES DE INTERÉS

VARIABLE DEPENDIENTE =	PRODUCTO POR OCUPADO		TASA DE EMPLEO	
	Coefficiente	(t)	Coefficiente	(t)
Nivel de escolarización de la población ocupada .....	0,599	(3,06)	—	—
Capital público .....	0,212	(3,30)	—	—
Area geográfica .....	-0,111	(3,46)	—	—
Nivel de escolarización de la población adulta .....	—	—	0,191	(3,19)

CUADRO N.º 2

#### CONTRIBUCIÓN DEL CAPITAL PÚBLICO A LA DESIGUALDAD REGIONAL, 1981 Y 1990

Renta per cápita:	1981		1990		Δ% del 81 al 90
	CV	índice	CV	índice	
[1] Valor observado.....	22,39	100,00	19,49	100,00	-12,97
con dotación efectiva de cap. público =					
[2] Promedio regional .....	17,20	76,82	15,76	80,86	—
[3] Valor observado en 1981 .....	—	—	19,88	102,00	—
[4] Dotación efectiva de capital público .....	31,36	—	29,73	—	-5,20

Nota: Todas las variables en logaritmos. CV es la desviación estándar de la renta relativa (véase la nota 6).



CUADRO N.º 3

PRIORIDADES REGIONALES EN LA INVERSIÓN PÚBLICA EN 1980 E INVERSIÓN OBSERVADA 1981-1990

	[1] Renta per cápita	[2] Ranking	[3] Rentabilidad esperada	[4] Ranking	[5] Dotación ef. cap. público	[6] Ranking	[7] Suma rankings	[8] g <sub>o</sub> <sup>obs</sup> %	[9] g <sub>o</sub> <sup>ex</sup> %	[10] s <sub>o</sub> <sup>obs</sup> %	[11] s <sub>o</sub> <sup>ex</sup> %	[12] s <sub>o</sub> <sup>ex</sup> %
Extremadura.....	43,82	1	35,98	16	43,76	1	18	4,22	9,58	1,94	4,40	2,30
Murcia.....	93,32	7	142,14	3	48,81	2	12	6,78	9,22	1,08	1,46	0,79
Andalucía.....	74,15	2	103,81	10	60,51	3	15	5,53	8,11	1,29	1,89	1,17
Galicia.....	79,68	4	118,72	7	66,77	4	15	3,63	7,02	0,73	1,41	1,00
Castilla-La Mancha.....	79,01	3	24,41	17	79,63	5	25	2,96	5,86	1,53	3,02	2,58
Castilla y León.....	84,61	5	36,17	15	89,13	6	26	2,21	4,81	1,01	2,21	2,29
Aragón.....	100,38	8	41,33	14	96,41	7	29	2,15	3,95	0,93	1,72	2,18
Baleares.....	114,73	13	137,16	4	99,65	8	25	4,39	3,85	0,73	0,64	0,84
C. Valenciana.....	106,18	10	134,87	5	102,41	9	24	4,17	3,70	0,71	0,63	0,85
Asturias.....	91,74	6	98,88	11	105,97	10	27	3,54	3,05	0,87	0,75	1,22
Cantabria.....	108,87	11	104,05	9	111,36	11	31	4,80	2,70	1,12	0,63	1,16
Cataluña.....	115,07	14	143,08	2	113,58	12	28	2,99	2,43	0,47	0,38	0,79
Madrid.....	114,02	12	192,75	1	123,30	13	26	4,54	1,60	0,44	0,15	0,48
Navarra.....	126,34	16	72,94	13	124,67	14	43	3,12	1,36	0,99	0,43	1,59
La Rioja.....	137,61	17	74,61	12	135,81	15	44	2,28	0,21	0,71	0,06	1,56
Canarias.....	106,08	9	104,56	8	141,44	16	33	3,52	0,18	0,82	0,04	1,16
País Vasco.....	124,37	15	134,54	6	156,79	17	38	4,90	-1,90	0,84	-0,33	0,86
España.....	—	—	—	—	—	—	—	3,78	4,61	0,83	1,01	1,10

Notas:

- Los indicadores que aparecen en las columnas [1], [3] y [5] son índices con media muestral = 100 de las variables correspondientes medidas en logaritmos.
- g<sub>o</sub><sup>ex</sup> es la tasa media anual observada de crecimiento del stock neto del capital público en cada región; g<sub>o</sub><sup>obs</sup> es la tasa anual de crecimiento de la misma variable que, partiendo del stock observado en 1981, hubiese dado en 1990 a cada región una dotación efectiva de capital público igual al promedio muestral observado en ese año.
- Las variables que aparecen en las columnas [10] - [12] se calculan como sigue: s<sub>o</sub><sup>obs</sup> = g<sub>o</sub><sup>obs</sup> \* P<sub>81</sub> / X<sub>81</sub>, s<sub>o</sub><sup>ex</sup> = g<sub>o</sub><sup>ex</sup> \* P<sub>81</sub> / X<sub>81</sub>, y s<sub>o</sub><sup>ex</sup> = 0,05 \* P<sub>81</sub> / X<sub>81</sub>, donde P<sub>81</sub> es el stock de capital público al comienzo de 1981 y X<sub>81</sub> el valor añadido bruto regional (o nacional) en el mismo año.

CUADRO N.º 4

ESTIMACIÓN DE LA REGLA DE REPARTO DE LA INVERSIÓN PÚBLICA

	Coeff.	(t)	Coeff.	(t)
Renta per cápita.....	0,0018	(0,01)	—	—
Dotación efectiva.....	-0,3028	(1,50)	—	—
Promedio renta y dotación efec. ....	—	—	-0,3669	(2,58)
Rentabilidad esperada.....	0,2846	(3,31)	0,3028	(3,79)
R <sup>2</sup> .....	0,5287	—	0,5153	—



CUADRO N.º 5

## IMPACTO AGREGADO DE DISTINTAS REGLAS DE REPARTO DE LA INVERSIÓN PÚBLICA

Peso equidad	Peso eficiencia	% Δ desigualdad	% Δ renta España	Peso equidad	Peso eficiencia	% Δ desigualdad	% Δ renta España
0	0,3028	6,05	-0,26	-0,3669	0	-3,73	-0,94
-0,12	0,3028	4,00	0,18	-0,3669	0,1	-2,60	-0,61
-0,24	0,3028	2,02	0,09	-0,3669	0,2	-1,37	-0,30
-0,3669	0,3028	0,00	0,00	-0,3669	0,3028	0,00	0,00
-0,48	0,3028	-1,74	-0,09	-0,3669	0,4	1,39	0,27
-0,6	0,3028	-3,53	-0,18	-0,3669	0,5	2,94	0,53
-0,72	0,3028	-5,27	-0,29	-0,3669	0,6	4,62	0,77
-0,84	0,3028	-6,95	-0,39	-0,3669	0,7	6,44	1,00
-0,96	0,3028	-8,59	-0,50	-0,3669	0,8	8,42	1,20
-1,08	0,3028	-10,18	-0,61	-0,3669	0,9	10,59	1,39
-1,2	0,3028	-11,72	-0,72	-0,3669	1	12,97	1,55
-1,32	0,3028	-13,22	-0,84	-0,3669	1,1	15,60	1,70
-1,44	0,3028	-14,68	-0,96	-0,3669	1,2	18,54	1,82
-1,56	0,3028	-16,08	-1,09	-0,3669	1,3	21,86	1,91
-1,68	0,3028	-17,45	-1,22	-0,3669	1,4	25,66	1,96
-1,8	0,3028	-18,76	-1,35	-0,3669	1,5	30,10	1,98
-1,92	0,3028	-20,02	-1,48	-0,3669	1,6	35,43	1,95
-2,04	0,3028	-21,24	-1,62	-0,3669	1,7	42,12	1,85
-3	0,3028	-28,38	-2,87	-0,3669	1,8	51,31	1,64

*Nota:* Las cifras recogidas en el cuadro reflejan cambios porcentuales en el coeficiente de variación de la renta per cápita regional (desviación estándar del logaritmo) y en el producto nacional agregado en relación con el caso base, que no es la situación real en 1990, sino la que resultaría de haber seguido la regla de reparto estimada en el apartado anterior (descrita por la segunda ecuación del cuadro n.º 4).



CUADRO N.º 6

## IMPACTO DE DISTINTAS ASIGNACIONES DE LA INVERSIÓN PÚBLICA 1981-90

	Stock agregado de capital público Δ% sobre [2]				Valor añadido bruto regional Δ% sobre [2]				Renta per cápita (media = 100)				Dotación efectiva de capital público (media = 100)			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
	Andalucía .....	9,92	0	-4,39	10,98	2,02	0	-0,95	2,23	75,15	73,54	73,14	76,43	74,19	66,55	64,68
Aragón .....	-3,39	0	-27,98	12,21	-0,73	0	-6,72	2,47	107,58	108,70	102,29	111,82	81,93	87,19	56,98	101,94
Asturias .....	-1,93	0	0,87	-1,21	-0,41	0	0,18	-0,26	85,66	86,46	87,20	86,88	104,92	108,68	112,16	110,68
Baleares .....	0,92	0	18,80	-12,11	0,19	0	3,72	-2,70	127,80	127,99	132,19	125,93	105,32	106,22	126,07	96,54
Canarias .....	3,10	0	-10,08	-14,30	0,65	0	2,06	-3,22	101,28	101,01	103,60	98,43	133,40	132,17	144,39	119,96
Cantabria .....	13,19	0	6,06	-7,47	2,66	0	1,26	-1,63	96,79	94,55	96,35	93,59	121,01	110,43	118,94	105,89
Castilla y León .....	-4,74	0	-33,14	18,90	-1,02	0	-8,18	3,74	86,55	87,96	79,98	92,31	73,95	80,62	42,98	101,15
Castilla-La Mancha .....	3,28	0	-41,24	25,49	0,69	0	-10,66	4,93	88,73	88,43	77,72	93,93	70,99	69,57	19,03	95,50
Cataluña .....	-11,82	0	23,08	-16,38	-2,63	0	4,50	-3,72	117,76	120,81	125,77	117,70	105,54	119,92	143,41	105,26
Comunidad Valenciana..	-1,46	0	17,13	-10,41	-0,31	0	3,41	-2,30	99,17	99,86	103,77	98,21	104,68	107,97	126,39	100,19
Galicia .....	-10,37	0	2,98	5,66	-2,29	0	0,62	1,17	75,37	78,08	79,25	79,93	66,09	78,85	84,40	87,58
Extremadura .....	4,21	0	-40,33	36,17	0,88	0	-10,37	6,76	56,07	55,58	45,19	62,80	46,47	44,15	-4,87	78,25
Madrid .....	-5,14	0	41,41	-25,69	-1,11	0	7,62	-6,10	120,33	121,83	129,73	116,22	129,45	136,54	173,81	110,08
Murcia .....	17,13	0	11,33	2,09	3,41	0	2,30	0,44	102,80	99,83	102,66	100,95	75,62	61,63	74,98	66,91
Navarra .....	6,77	0	-4,53	-8,95	1,40	0	-0,98	-1,97	123,23	122,22	121,79	120,92	117,61	112,87	110,85	106,71
País Vasco .....	15,95	0	27,87	-28,15	3,19	0	5,35	-6,77	113,96	111,21	116,97	104,88	168,06	155,07	182,28	125,23
La Rioja .....	1,03	0	-0,55	-15,49	0,22	0	-0,12	-3,50	121,78	121,94	122,38	119,06	120,77	121,55	123,62	107,94
España .....	0,00	0	0,00	0,00	-0,25	0	1,58	-1,62	—	—	—	—	—	—	—	—
CV .....	—	—	—	—	—	—	—	—	19,49	19,58	23,16	16,93	29,73	29,04	50,52	14,50
% Δ CV .....	—	—	—	—	—	—	—	—	0,47	0,00	18,29	-13,54	2,37	0,00	73,96	-50,08

Nota: El escenario [1] corresponde a la situación observada en 1990. En los escenarios [2] - [4], la asignación de capital público está generada por una regla de reparto de la forma descrita en el texto. El escenario de referencia, [2], corresponde a la regla de reparto estimada en el apartado III (ecuación 2 del cuadro n.º 4); en [3] el peso del criterio de equidad es cero y el del criterio de eficiencia es tres veces el valor correspondiente a [2]; en [4] el patrón anterior se invierte. El indicador de equidad es el promedio de (los índices de) renta per cápita y dotación efectiva en 1980, y el de eficiencia el (índice de) rentabilidad esperada en 1980 (todas las variables en desviaciones sobre el promedio). CV es la desviación estándar del logaritmo de la renta per cápita regional. En los dos primeros grupos de columnas se muestra el cambio porcentual sobre el escenario de partida [2] inducido por cada política.

CUADRO N.º 7

## EFECTO A LARGO PLAZO DE UN AUMENTO DE LA EFICIENCIA ESTÁTICA

[1] elast. inv. ed. $\epsilon_{iv}$	[2] multiplicador $m_e$	[3] tasa de convergencia %	[4] vida media	[5] Δ tasa de crec. Δg <sub>e</sub> %
0	1,90	2,63	26,35	0,017
1/3	2,49	2,01	34,51	0,022
1/2	2,95	1,70	40,83	0,024
2/3	3,61	1,39	49,99	0,026
1	6,54	0,77	90,61	0,030



CUADRO N.º 8

## PRIORIDADES REGIONALES EN LA INVERSIÓN PÚBLICA, 1990

	<i>Dotación ef. cap. público</i>	<i>Ranking</i>	<i>Renta per capita</i>	<i>Ranking</i>	<i>Rentabilidad d esperada</i>	<i>Ranking</i>	<i>Suma rankings</i>
Galicia .....	66,09	2	75,37	3	113,24	6	11
Andalucía .....	74,19	5	75,15	2	94,38	9	16
Extremadura .....	46,47	1	56,07	1	46,49	16	18
Murcia .....	75,62	6	102,80	10	127,38	4	20
C. Valenciana.....	104,68	8	99,17	8	126,45	5	21
Asturias .....	104,92	9	85,66	4	91,38	10	23
Castilla y León .....	73,95	4	86,55	5	51,73	15	24
Castilla-La Mancha ..	70,99	3	88,73	6	42,28	17	26
Cataluña .....	105,54	11	117,76	13	152,97	2	26
Baleares .....	105,32	10	127,80	17	144,03	3	30
Madrid .....	129,45	15	120,33	14	193,61	1	30
Aragón.....	81,93	7	107,58	11	60,01	14	32
Canarias .....	133,40	16	101,28	9	112,91	7	32
Cantabria.....	121,01	14	96,79	7	81,94	11	32
País Vasco.....	168,06	17	113,96	12	111,85	8	37
Navarra .....	117,61	12	123,23	16	76,41	12	40
La Rioja .....	120,77	13	121,78	15	72,95	13	41

Nota: Media muestral = 100 (todas las variables medidas en logaritmos).

CUADRO N.º 9

## GANADORES Y PERDEDORES CON UNA POLÍTICA DE INVERSIÓN MÁS EFICIENTE

	<i>Escenario [3] VAB</i>	<i>Escenario [4] VAB</i>	<i>ΔVAB ([3] - [4])</i>	
			<i>% VAB propio</i>	<i>% VAB total</i>
Perdedores .....	15.250.591	16.360.705	-6,79	-2,41
Ganadores .....	32.375.369	29.766.261	8,77	5,66
<b>TOTAL.....</b>	<b>47.625.961</b>	<b>46.126.966</b>	<b>3,25</b>	<b>3,25</b>

Notas: Los escenarios [3] y [4] son los recogidos en el cuadro n.º 6. Los perdedores son Extremadura, Andalucía, las dos Castillas, Galicia y Aragón.



### **Resumen**

Utilizando un modelo de determinación de la renta regional estimado con datos españoles correspondientes a la década de los ochenta, este trabajo analiza la efectividad potencial y real de la inversión pública como instrumento de redistribución regional, y ofrece una estimación del coste de eficiencia de la misma. Nuestros resultados revelan una clara tensión entre las prioridades de inversión generadas por los criterios de equidad y eficiencia, pero sugieren que el coste de una política redistributiva (o el incremento del producto generado por una política muy ajustada al criterio de eficiencia) es bastante modesto.

*Palabras clave:* inversión pública, redistribución regional.

### **Abstract**

This paper develops a model of regional income determination which is estimated with Spanish data for the 1980s. The model is then used to analyze the potential and actual effectiveness of public investment as an instrument for regional redistribution and to provide an estimate of the efficiency cost of such a policy. Our results reveal a clear tradeoff between the investment priorities induced by equity and efficiency criteria but suggest that the cost of a redistributive policy (or the increase in aggregate output generated by a policy based on efficiency considerations) is quite modest.

*Key words:* public investment, regional redistribution.

*JEL classification:* H54, D63, D78, E65.