

**DESIGUALDAD REGIONAL EN ESPAÑA:
RENTA PERMANENTE VERSUS RENTA CORRIENTE**

**José M. Pastor
Empar Pons
Lorenzo Serrano**

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

Desigualdad regional en España: renta permanente *versus* renta corriente*

José M.Pastor^(a)

Empar Pons^(b)

Lorenzo Serrano^(a)

^(a)*Universitat de València e Ivie*

^(b)*Universitat de València*

Resumen

La literatura sobre la desigualdad se ha centrado mayoritariamente en el análisis de la dispersión de indicadores como la renta per cápita anual. En este trabajo hemos adoptado un enfoque distinto del habitual, pues contempla la dimensión temporal y de ciclo vital del problema, para analizar el problema de la desigualdad y convergencia entre las regiones españolas en dos momentos del tiempo: 1961 y 2001. Sobre la base de este enfoque se realizan distintas simulaciones que determinan la influencia sobre la convergencia en renta permanente de variables como la tasas supervivencia y la existencia o no de convergencia en renta corriente. Los resultados obtenidos apuntan a que la desigualdad en renta permanente es claramente inferior a la que se observa cuando no se considera todo el ciclo vital de los individuos sino sólo las rentas de un periodo concreto. Las simulaciones realizadas muestran que la fuente principal de desigualdad en renta permanente en las regiones españolas es la desigualdad en renta corriente per cápita. Por el contrario, las probabilidades de supervivencia tienen mucha menor incidencia al presentar muy poca dispersión.

JEL: D63, R10, O40.

(*) Los autores agradecen el apoyo financiero de la Generalitat Valenciana (GV01-129) y de la DGICYT (SEC2002-03375).

1. Introducción

La literatura empírica sobre la desigualdad entre economías y su evolución temporal se ha centrado mayoritariamente en el uso de indicadores como la renta per cápita. En algunas ocasiones se han utilizado otros indicadores alternativos de nivel de vida relacionados con el consumo per cápita de alimentos o de otro tipo de bienes. Sin embargo, el carácter global de un indicador como la renta per cápita y su capacidad de recoger de modo simple, pero razonablemente aproximado, el nivel de vida entre países le ha convertido en la variable convencional más utilizada en este tipo de estudios. Dado que la teoría del crecimiento económico trata precisamente de la evolución a largo plazo de esta variable, este indicador presenta la ventaja añadida de permitir analizar las causas de la desigualdad que medimos, de su posible evolución futura y ayuda a proponer políticas económicas correctoras de la desigualdad.

Las herramientas utilizadas para cuantificar el grado de desigualdad en un momento del tiempo proceden del repertorio de estadísticos que miden la dispersión como el coeficiente de variación, la desviación típica (normalmente del logaritmo de la variable), el índice de Gini, toda la gama de índices de Theil, o el análisis del conjunto de la distribución de la variable entre economías (Quah, 1996)). Una opción es comparar el valor de esos estadísticos a lo largo del tiempo: si su valor aumenta hay divergencia, si disminuye hay convergencia. En este caso se suele hablar de la existencia o no de σ -convergencia. Alternativamente, puede estimarse la relación entre los crecimientos de la variable durante un periodo y sus niveles relativos de partida. Si la relación es positiva las diferencias aumentan y hay divergencia, si la relación es negativa las diferencias disminuyen y hay convergencia. La intensidad del proceso viene dada por la magnitud del parámetro estimado para la relación comentada. En este caso se habla de la existencia o no de β -convergencia. Esta última forma de medir la convergencia está estrechamente relacionada con los modelos propuestos por la teoría del crecimiento.

Como se verá en la siguiente sección, el estudio de la convergencia espacial en renta per cápita ha sido ampliamente estudiado en el caso español. La mayoría de los estudios utilizan medidas de dispersión tales como la desviación típica del logaritmo de la variable, o análisis de β -convergencia para analizar la evolución de las disparidades en renta entre las regiones. Sin

embargo, al margen del indicador que se adopte y del tipo de análisis de convergencia que se utilice, lo que importa destacar es que se trata siempre de estudios basados en la renta per cápita anual de momentos específicos del tiempo. Obtenemos así “fotos fijas” correspondientes a ciertos periodos que ofrecen una visión incompleta del problema pues ignoran la dimensión temporal y de ciclo vital de la cuestión¹.

Naturalmente, las limitaciones de este indicador renta per cápita corriente son reconocidas y existen intentos recientes de superarlo mediante el uso de medidas alternativas. En este sentido, recientemente Dowrick et al. (2003) proponen su propio índice basado en el consumo y la esperanza de vida, evitando ponderaciones arbitrarias mediante las preferencias reveladas; Becker et al. (2001) y (2003) analizan la desigualdad en bienestar dando un valor económico a las ganancias logradas en términos de esperanza de vida; Philipson y Soares (2001) en esa misma línea postulan y analizan las propiedades de una mediada de renta total (*Full Income Measure of Human Development*). Finalmente, Pastor y Serrano (2005) abordan la medición de la desigualdad a nivel internacional atendiendo al conjunto de rentas a obtener a lo largo de la vida y no a las rentas obtenidas en un momento concreto del tiempo. Para ello se consideran otros elementos además de la renta per cápita del año en cuestión: la esperanza de vida de los individuos de cada economía y la existencia o no de convergencia económica en los niveles de renta per cápita corrientes.

Este trabajo pretende tener en cuenta estos elementos en el análisis de la desigualdad regional en España basándose en la metodología propuesta por Pastor y Serrano (2005). El estudio de una economía como la española resulta de interés en sí mismo, pero además, presenta características diferenciales relevantes respecto al análisis internacional realizado en Pastor y Serrano (2005) que afectan de forma contrapuesta a la posible convergencia en renta permanente. Por una parte, las diferencias de esperanza de vida entre territorios de un mismo país serán menores que entre diferentes países. Dentro de un país la existencia de una cultura, un presupuesto nacional y un conjunto de políticas públicas comunes (como la sanitaria) deberían dar como resultado unas probabilidades de supervivencia mucho más homogéneas a nivel territorial que

¹ Resulta una situación ciertamente peculiar. Por un lado, es habitual que los análisis de la desigualdad y la convergencia se basen en modelos con optimización donde los individuos valoran todo su futuro. Por otro, al medir y valorar la desigualdad sólo se presta atención a lo que está sucediendo en un momento del tiempo preciso.

cuando se trata de distintos países. Por otra parte, como ya hemos comentado, la evidencia muestra que en el caso regional, y España sólo es un ejemplo más de este fenómeno, la convergencia en rentas per cápita corrientes se ha producido con mayor intensidad que en el ámbito internacional.

El trabajo se organiza del siguiente modo. En la siguiente sección se revisa la literatura existente para el caso español. La sección tercera presenta el marco analítico necesario para llevar a cabo el análisis de desigualdad en renta permanente entre las regiones españolas. En la sección cuarta se detallan los resultados obtenidos para el periodo 1961-2001. Finalmente, en la sección quinta se presentan las conclusiones.

2. Revisión de la literatura para el caso español

En el caso español, el estudio de la convergencia espacial en renta per cápita es un aspecto ampliamente estudiado. Existen diversos estudios que estudian a través de diferentes medidas de dispersión (mayoritariamente la desviación típica del logaritmo de la variable), la tendencia histórica de las disparidades en renta entre las regiones españolas. En Goerlich y Mas (2001) se realiza una revisión de la evidencia empírica en σ -convergencia regional en España. Los trabajos revisados, así como el propio estudio realizado por los autores, coinciden en señalar la existencia de convergencia en renta per cápita en las regiones españolas aunque con un estancamiento desde finales de los años setenta. Este mismo resultado se observa en Cuadrado et al (1998), Villaverde (2001), De la Fuente (2002), Goerlich et al (2002) y Lladós (2002), detectándose, además, ligeros signos de divergencia a partir de mediados de los años 90, así como la existencia de clubes de regiones.

Los análisis de β -convergencia realizados para las regiones españolas, muestran que los resultados empíricos dependen de que se considere o no la existencia de diferencias entre las economías en términos de tecnologías, preferencias de los individuos, etc. que se traducen en diferentes crecimientos demográficos, diferentes tasas de inversión, etc. que generan diferentes estados estacionarios particulares, esto es, diferentes niveles de renta per cápita de equilibrio a largo plazo. La β -convergencia no condicionada en renta per cápita,

es decir, aquella situación en la que se supone un estado estacionario común hacia el que se converge, ha sido estudiada, entre otros, por Dolado et al (1994), Raymond y García (1996), De la Fuente (1996) o María-Dolores y García (2002). En estos trabajos se observa, para distintos periodos, que los coeficientes de convergencia absoluta estimados están en línea con los resultados obtenidos en el caso internacional para algunas áreas². Esto es, se constata la existencia de convergencia pero el proceso es lento, inferior al 2%. La β -convergencia condicionada, que tiene en cuenta el hecho de que las regiones o provincias puedan tener estados estacionarios distintos, se ha estudiado para distintos subperiodos. Los resultados de los distintos trabajos coinciden en la estimación de tasas de convergencia muy superiores a las que se observan en el análisis de la convergencia no condicionada, también en la línea con los resultados obtenidos en los análisis internacionales³. Así, por ejemplo, De la Fuente (1996), con datos de renta per cápita relativa para periodo 1955-1991, observa que cuando se tiene en cuenta la posibilidad de distintos estados estacionales regionales, la convergencia alcanza valores del 12%. Raymond y García (1996), para el mismo periodo y con la misma definición de renta per cápita pero con una ecuación de convergencia que incluye efectos temporales específicos, observan un valor de β -convergencia condicionada del 8%. Cuadrado et al (1998) encuentra con datos de VAB per cápita para el periodo 1980-1995 que la convergencia es del 27%. En algunos trabajos se consideran condicionantes explícitos del proceso de convergencia regional o provincial. Por ejemplo, Dolado et al (1994) incorporan la tasa de ahorro en capital físico y el flujo de migraciones al análisis de la convergencia provincial; Mas et al (1994) introducen el peso de la agricultura en el VAB regional, la importancia relativa del capital público con respecto a cada región y la posición geográfica de las regiones con respecto a los ejes europeos se desarrollo; García-Milá y Marimón (1999) también tienen en cuenta el peso del sector agrícola; en Gorostiaga (1999) se estudia la influencia del capital público y del capital humano sobre el

² No se puede rechazarse la existencia de convergencia entre los países de la OCDE, los estados de los EE.UU., las prefecturas japonesas, las regiones alemanas, francesas, británicas, italianas, canadienses, indias, suecas o austríacas o el conjunto de regiones europeas (Barro y Sala-i-Martin, 1995). La velocidad de convergencia se sitúa en torno al 2% anual. Sin embargo, no existiría convergencia a nivel internacional con una muestra amplia de países.

³ Cuando en el análisis se controla por las diferencias en estado estacionario (análisis de convergencia condicionada) los resultados indican la existencia de convergencia en todos los ámbitos, incluido el caso mundial (por ejemplo, Islam (1995) para el caso internacional, Evans y Karras (1996) para el caso de los EEUU). Además la velocidad de convergencia condicionada es mucho mayor que la no condicionada (normalmente entre el 5% y el 25%).

proceso de convergencia regional; Maudos et al. (1998) utilizan una aproximación fronteriza no paramétrica y descomponen la convergencia en sus distintos factores determinantes. En trabajos posteriores Maudos et al. (1999 y 2000) utilizan el mismo enfoque para analizar el fenómeno desde la perspectiva sectorial. Lamo (2001) encuentra que los movimientos migratorios han influido positivamente en el proceso de convergencia regional en línea con los resultados previos de Raymond y García (1994); en de la Fuente y Freire (2001) se estudia cómo la estructura sectorial regional incide en la convergencia entre las regiones españolas; finalmente, en María-Dolores y García (2002) se evalúa la incidencia de la percepción de los fondos estructurales europeos sobre la convergencia de las regiones españolas. En definitiva, al igual que para el caso internacional, los análisis de convergencia realizados para el caso español contemplan el fenómeno considerando momentos específicos del tiempo, ignorando, por tanto, la dimensión temporal y de ciclo vital que el propio concepto de convergencia lleva implícito. La siguiente sección presenta un marco analítico alternativo que aborda este tipo de análisis desde una perspectiva de ciclo vital.

3. Análisis empírico: formulación general

El análisis de la desigualdad y convergencia en renta permanente precisa de un marco analítico que ayude a identificar sus determinantes y las fuentes de su posible convergencia. Eso nos permitirá plantear algunos escenarios contrafactuales que ayuden a valorar la incidencia de cada uno de esos factores sobre la desigualdad y la convergencia. Este trabajo se basa en la metodología desarrollada en Pastor y Serrano (2005), adaptada al caso de las regiones españolas.

La renta permanente (VP_{i0}) per cápita de la economía i en el momento 0 es el valor descontado de las rentas corrientes per cápita presentes y futuras (y_{it}), teniendo en cuenta también la probabilidad de sobrevivir en cada periodo. Definimos $S_i(t, t-1)$ como la probabilidad que tiene una persona viva en el periodo $t-1$ de seguir viviendo en el periodo t . Así la renta permanente en el momento 0 se define como indica la siguiente expresión

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) \quad [1]$$

en donde supondremos un tipo de interés, común y constante r . En el apéndice se ofrecen los detalles de la construcción de las series de probabilidades de supervivencia para las regiones españolas. Obsérvese que, *ceteris paribus*, las regiones tendrán mayores niveles de renta permanente cuanto:

- mayores sean las rentas per cápita iniciales (y_{i0}), dado que a mayor renta inicial, mayores serán los flujos de rentas futuros (y_{it}) dadas las tasas de crecimiento, [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_i)^t$].
- mayores sean sus tasas de crecimiento (g_i), dado que cuanto mayor sea la tasa de crecimiento, mayores serán las rentas per cápita futuras (y_{it}) dados los niveles iniciales de renta per cápita, [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_i)^t$].
- mayores sean las probabilidades de supervivencia en cada periodo, [$S_i(t, t-1)$], puesto que eso determinará que se obtengan rentas durante más años y que aumente el valor presente de esos flujos de renta.
- menor sea la tasa de descuento (r), puesto que aumenta el valor presente de las rentas futuras.

Por su parte, a nivel empírico, los factores que determinarán la (in)existencia de convergencia en renta permanente serán tres:

- la (in)existencia de convergencia en los niveles iniciales de rentas per cápita corrientes,
- la (in)existencia de convergencia en los flujos de rentas per cápita futuras,
- la (in)existencia de convergencia en las probabilidades de supervivencia de los individuos.

3.1. Escenarios contemplados para el cálculo de las rentas permanentes

Sobre la base de esos tres factores determinantes de la renta permanente se han construido distintos escenarios. Estos corresponden a distintos supuestos acerca de los niveles iniciales de renta per cápita corriente, de la existencia o no de convergencia entre regiones en términos de renta per cápita corriente y

acerca de las probabilidades regionales de supervivencia. En base a estos escenarios, se realizan simulaciones sobre la renta permanente de las economías y la existencia o no de. A continuación se definen los escenarios denotando como R a la región líder de referencia. En el cuadro 1 ofrece un resumen de los distintos escenarios.

Cuadro 1: Resumen de escenarios

	Tasas de crecimiento (g)	Rentas per cápita iniciales (y_{i0})	Probabilidad supervivencia (S)	Convergencia (β)
Escenario 1	g_i	y_{i0}	S_{it}	-
Escenario 2	g_R	y_{R0}	S_{it}	-
Escenario 3	g_R	y_{i0}	S_{it}	-
Escenario 4	<i>convergencia</i>	y_{i0}	S_{it}	2%, 3%, 5%
Escenario 5.1	g_i	y_{i0}	S_{Rt}	-
Escenario 5.2	g_R	y_{R0}	S_{Rt}	-
Escenario 5.3	g_R	y_{i0}	S_{Rt}	-
Escenario 5.4	<i>convergencia</i>	y_{i0}	S_{Rt}	2%, 3%, 5%

Donde g_i indica que se utiliza la tasa de crecimiento media individual de cada región para el periodo 1961-2001, g_R la tasa de crecimiento media de la región de referencia para el periodo 1961-2001, y_{i0} la renta per cápita individual de cada región en el periodo 0, y_{R0} la renta per cápita individual de cada región en el periodo 0, S_{it} las probabilidades de supervivencia individuales de cada región en el periodo t , S_{Rt} las probabilidades de supervivencia de la región de referencia en el periodo t .

- Escenario 1 (Escenario histórico base): Éste es el escenario base y está basado en los datos reales. En ese escenario se considera que las rentas per cápita de las regiones en el periodo inicial (y_{i0}) son las registradas efectivamente y que crecen a las tasas de crecimiento medias específicas de cada región (g_i) realmente observadas durante el periodo 1961-2001. Esta serie de rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de esta forma [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_i)^t$] es la que se utiliza para el cálculo de la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [2].

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{i0}(1+g_i)^t}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) \quad [2]$$

- Escenario 2 (Escenario de idénticas rentas per cápita): En este escenario se considera que las rentas per cápita individuales de las regiones en el periodo inicial son iguales a las de la región de referencia ($y_{i0} = y_{R0}$) y crecen a las tasas de crecimiento medias de esta región (g_R) del periodo 1961-2001. Esta serie de rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de esta forma [$y_{it} = y_{R0}(1 + g_R)^t$] es la que se utiliza para el cálculo de la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [3]. Las únicas diferencias entre regiones se deben, por tanto, a las diferencias en las probabilidades de supervivencia entre ellas.

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{R0}(1+g_R)^t}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) \quad [3]$$

- Escenario 3 (Escenario sin convergencia en renta per cápita corriente): En este escenario se considera que las rentas per cápita individuales de las regiones en el periodo inicial (y_{i0}) crecen a las tasas de crecimiento medias de la región líder de referencia (g_R) del periodo 1961-2001. Esta serie de rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de esta forma [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_R)^t$] es la que se utiliza para el cálculo de la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [4].

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{i0}(1+g_R)^t}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) \quad [4]$$

Escenario 4 (Escenario con convergencia en renta per cápita corriente): En este escenario se considera que las rentas per cápita individuales de las regiones en cada período (y_{it}) convergen a las de la región de referencia (y_{Rt}) con una velocidad de convergencia β . Si definimos la renta per cápita relativa en el momento t de una región respecto a la de referencia como $\eta_t = y_{it}/y_{Rt}$ y su valor estable de equilibrio de largo plazo como η^* , entonces la convergencia a una velocidad anual de β hace que $\eta_t = [\eta^* - e^{\beta t} (\eta^* - \eta_0)]$. Si suponemos, además, que no existen diferencias en estado estacionario, o sea $\eta^* = 1$, entonces $y_{it} = y_{Rt} \cdot (1 - (1 - \eta_0)e^{-\beta t})$. Esta serie de rentas per cápita individuales (y_{it})

obtenidas de esta forma es la que se utiliza para el cálculo de la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [5]⁴.

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{Rt} \cdot (1 - (1 - \eta_0)e^{-\beta t})}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) \quad [5]$$

- Escenario 5.1 (Escenario base con idénticas probabilidades de supervivencia): Este escenario es igual que el escenario 1 con la única salvedad de que las rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de la forma descrita [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_i)^t$] se combinan con las probabilidades de supervivencia de la región de referencia (S_{Rt}), obteniéndose la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [6]. De este modo podemos evaluar las diferencias de renta permanente que persistirían aunque las probabilidades de supervivencia no difirieran entre regiones.

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{i0}(1 + g_i)^t}{(1+r)^t} S_R(t, t-1) \quad [6]$$

- Escenario 5.2 (Escenario con idénticas rentas per cápita e idénticas probabilidades de supervivencia): Este escenario es igual que el escenario 2 con la única salvedad de que las rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de la forma descrita [$y_{it} = y_{R0}(1 + g_R)^t$] se combinan con las probabilidades de supervivencia individuales de la región de referencia (S_{Rt}) y después se procede a obtener la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [7]. Obsérvese que, puesto que no hay diferencias entre regiones respecto a ninguna variable, las rentas permanentes van a ser las mismas en todas ellas.

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{R0}(1 + g_R)^t}{(1+r)^t} S_R(t, t-1) \quad [7]$$

⁴ En este escenario se contemplan tres velocidades de convergencia 2%, 3% y 5%.

- Escenario 5.3 (Escenario sin convergencia en renta per cápita y con idénticas probabilidades de supervivencia): Este escenario es igual que el escenario 3 con la única salvedad de que las rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de la forma descrita [$y_{it} = y_{i0}(1 + g_R)^t$] se combinan con las probabilidades de supervivencia individuales de la región de referencia (S_{Rt}) y se obtiene la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [8].

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{i0}(1+g_R)^t}{(1+r)^t} S_R(t, t-1) \quad [8]$$

- Escenario 5.4 (Escenario con convergencia en renta per cápita e idénticas probabilidades de supervivencia): Este escenario es igual que el escenario 4 con la única salvedad de que las rentas per cápita individuales (y_{it}) obtenidas de la forma descrita se combinan con las probabilidades de supervivencia individuales de la región de referencia (S_{Rt}) obteniéndose la renta permanente (VP_{i0}) de acuerdo con la expresión [9]. Al igual que antes se contemplan tres velocidades de convergencia 2%, 3% y 5%.

$$VP_{i0} = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{it}}{(1+r)^t} S_i(t, t-1) = \sum_{t=0}^{120} \frac{y_{Rt} \cdot (1 - (1 - \eta_0)e^{-\beta t})}{(1+r)^t} S_R(t, t-1) \quad [9]$$

4. Desigualdad regional en España

En este apartado se ofrecen los datos y los resultados obtenidos sobre el grado de desigualdad y su evolución en términos de renta permanente per cápita entre las regiones españolas en 1961 y en 2001. Se analiza tanto la σ -convergencia como la β -convergencia.

Los datos de población de cada comunidad se han obtenido del INE, mientras que los datos de PIB se han obtenido combinando los datos de *Renta Nacional de España y su distribución provincial* de la Fundación BBVA para los primeros años y de la *Contabilidad Regional* del INE para los últimos. Las probabilidades de supervivencia se han obtenido a partir de la información facilitada por el INE en sus Tablas de Mortalidad de acuerdo al procedimiento que se discute en el apéndice.

En los cuadros 2 y 3 se presentan los datos detallados de las esperanzas de vida y rentas corrientes per cápita de cada una de las regiones, así como las estimaciones de renta permanente obtenidas en cada uno de los escenarios antes expuestos. Todas las variables se presentan en términos relativos a la región de referencia. La región de referencia (R) para este análisis es Madrid que presenta la renta per cápita mayor al final del periodo analizado y está en tercera posición al inicio de éste⁵.

Con objeto de permitir analizar la influencia de la tasa de descuento, las simulaciones realizadas sobre la renta de permanente en cada uno de los diferentes escenarios considerados se han realizado utilizando dos hipótesis alternativas sobre las tasas de descuento: $r=2\%$ y $r=4\%$ ⁶. Los comentarios siguientes se referirán, salvo mención expresa, al caso en el que se utiliza la tasa de descuento del 2%.

La primera columna de los cuadros 2 y 3 presenta la esperanza de vida en cada una de las regiones respecto a la comunidad de referencia. Se observa que en 1961 hay 8 regiones con una esperanza de vida superior a la de Madrid mientras que en 2001 es esta región la que encabeza el ranking. El coeficiente de variación del inicio del periodo muestra que apenas existían diferencias en este ámbito entre las regiones españolas, una situación muy distinta al caso internacional que se describe en Pastor y Serrano (2005). Así, se observa que al inicio del periodo las diferencias regionales en esperanza de vida (0,01) ya eran muy reducidas, indicando una gran homogeneidad inicial. Esos bajos niveles de desigualdad se han mantenido a lo largo de todo el periodo con algunos cambios en el ranking entre las regiones que permiten entender los resultados del análisis de σ -convergencia y β -convergencia absoluta en esperanza de vida que se presentan en la primera fila del cuadro 4 y en el gráfico 1. Estos resultados muestran que, aunque el indicador de dispersión no muestre σ -convergencia, existe una elevada β -convergencia en esperanza de vida en las regiones españolas (-4,26), algo posible cuando hay cambios de posición de las regiones a lo largo del periodo.

⁵ No se incluye en el análisis Ceuta y Melilla.

⁶ Los valores seleccionados están próximos a los tipos de interés real históricos a largo plazo y a las tasas de descuento propuestas por la Comisión Europea (1997) para la evaluación de proyectos públicos. Otros autores utilizan tasas de descuento similares, Rosen (1988) utiliza un tipo de interés del 4%, Auerbach y Kotlikoff (1987) utiliza la rentabilidad media de los depósitos 4%, Becker, Philipson y Soares (2005) utilizan el 3% y Philipson y Soares (2001) utilizan el 2,5%.

Cuadro 2: Rentas corrientes, rentas permanentes y esperanza de vida de las regiones españolas. Madrid=100. Tasa de descuento del 2%.

	Esperanzas		Rentas		Escenario 4										Escenario 5									
	de vida		per cápita		Escenario 1		Escenario 2		Escenario 3		$\beta=2\%$		$\beta=3\%$		$\beta=5\%$		Esc. 5.1		Esc. 5.2		Esc. 5.3		Esc. 5.4	
	1961	1998	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001
Andalucía	99,9	96,5	43,7	56,1	57,2	71,0	98,9	95,6	43,2	53,7	72,4	75,6	79,2	76,5	86,4	83,5	58,5	75,1	100,0	100,0	43,7	56,1	73,9	79,7
Aragón	100,0	98,8	68,1	80,5	82,0	95,9	99,6	98,5	67,8	79,3	84,8	89,5	88,6	87,6	92,7	91,6	82,6	97,6	100,0	100,0	68,1	80,5	85,2	91,0
Asturias	101,5	97,2	69,6	64,4	64,6	57,1	100,8	96,5	70,2	62,1	86,3	80,2	90,0	86,2	94,0	90,0	63,9	59,1	100,0	100,0	69,6	64,4	85,9	83,5
Baleares	102,0	97,1	83,1	93,8	96,1	103,3	101,2	96,3	84,1	90,3	93,1	93,5	95,1	90,6	97,4	92,7	95,4	107,7	100,0	100,0	83,1	93,8	92,2	97,1
Canarias	101,0	96,7	50,6	70,4	73,9	98,5	100,2	95,9	50,7	67,5	76,8	82,5	82,7	79,2	89,1	85,4	74,7	103,8	100,0	100,0	50,6	70,4	77,1	86,3
Cantabria	100,5	98,6	76,8	73,6	73,4	68,9	100,1	98,2	76,9	72,3	89,2	86,1	92,0	90,3	95,0	93,2	73,2	70,1	100,0	100,0	76,8	73,6	89,2	87,7
Castilla y León	98,3	99,9	51,7	69,4	71,8	98,0	98,3	100,0	50,8	69,4	76,3	85,8	82,0	83,4	88,1	89,6	73,0	97,9	100,0	100,0	51,7	69,4	77,6	85,8
Castilla-La Manc	99,3	99,0	43,1	59,7	62,3	86,1	99,0	98,7	42,7	58,9	72,6	80,1	79,4	79,2	86,7	86,4	63,3	87,7	100,0	100,0	43,1	59,7	73,6	81,3
Cataluña	101,3	98,5	101,4	89,6	89,6	77,0	100,9	98,1	102,3	87,9	101,6	93,3	101,4	98,6	101,2	98,4	88,6	78,3	100,0	100,0	101,4	89,6	100,6	95,2
C. Valenciana	100,1	97,2	73,0	72,1	71,6	68,7	99,3	96,4	72,5	69,5	86,6	83,7	89,8	87,2	93,3	90,6	72,1	71,2	100,0	100,0	73,0	72,1	87,5	87,1
Extremadura	98,5	98,0	36,7	47,6	48,3	62,2	97,9	97,4	36,0	46,4	68,8	73,4	76,2	75,9	84,3	83,8	49,7	64,3	100,0	100,0	36,7	47,6	70,7	75,7
Galicia	99,8	98,2	44,1	59,2	61,6	81,3	99,4	97,9	43,8	57,9	73,4	79,2	80,1	78,8	87,2	85,9	62,2	83,5	100,0	100,0	44,1	59,2	74,1	81,1
Madrid	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Murcia	100,7	96,7	48,7	63,4	65,3	81,5	99,8	95,8	48,6	60,7	75,5	79,2	81,7	78,4	88,3	84,8	66,2	86,1	100,0	100,0	48,7	63,4	76,2	83,0
Navarra	99,7	99,6	75,7	94,5	97,4	121,3	99,6	99,5	75,5	94,0	88,4	96,9	91,3	91,2	94,4	94,3	97,8	122,0	100,0	100,0	75,7	94,5	88,8	97,4
P. Vasco	100,5	98,4	105,5	93,5	92,8	80,6	100,1	98,1	105,6	91,7	102,7	95,1	102,0	99,9	101,3	99,2	92,5	82,1	100,0	100,0	105,5	93,5	102,5	97,0
Rioja (La)	99,0	98,5	74,3	86,2	86,7	100,2	98,6	98,2	73,3	84,7	86,8	91,9	89,8	89,4	93,1	92,7	88,1	102,3	100,0	100,0	74,3	86,2	88,1	93,6
Coef. Var.	0,01	0,01	0,32	0,21	0,20	0,20	0,01	0,01	0,33	0,22	0,13	0,09	0,09	0,09	0,06	0,06	0,20	0,19	0,00	0,00	0,32	0,21	0,12	0,08

Cuadro 3: Rentas corrientes, rentas permanentes y esperanza de vida de las regiones españolas. Madrid=100. Tasa de descuento del 4%.

	Esperanzas		Rentas		Escenario 4										Escenario 5									
	de vida		per cápita		Escenario 1		Escenario 2		Escenario 3		$\beta=2\%$		$\beta=3\%$		$\beta=5\%$		Esc. 5.1		Esc. 5.2		Esc. 5.3		Esc. 5.4	
	1961	1998	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001	1961	2001
Andalucía	99,9	96,5	43,7	56,1	54,7	67,9	101,4	97,9	44,3	55,0	68,3	73,0	74,6	72,1	82,3	79,5	54,3	75,1	100,0	100,0	43,7	56,1	67,8	74,9
Aragón	100,0	98,8	68,1	80,5	78,8	92,1	100,5	99,3	68,4	80,0	82,0	88,2	85,6	84,6	89,9	88,9	78,6	97,6	100,0	100,0	68,1	80,5	81,7	88,9
Asturias	101,5	97,2	69,6	64,4	67,2	59,5	102,7	98,3	71,5	63,3	84,7	78,0	88,1	84,3	92,3	88,3	65,4	59,1	100,0	100,0	69,6	64,4	82,6	79,6
Baleares	102,0	97,1	83,1	93,8	94,7	101,8	103,2	98,2	85,7	92,1	93,1	94,7	95,0	90,4	97,4	92,7	92,0	107,7	100,0	100,0	83,1	93,8	90,3	96,4
Canarias	101,0	96,7	50,6	70,4	68,7	91,5	102,2	97,9	51,7	68,9	73,0	81,1	78,6	75,3	85,4	81,8	67,7	103,8	100,0	100,0	50,6	70,4	71,7	83,0
Cantabria	100,5	98,6	76,8	73,6	75,0	70,5	101,1	99,2	77,7	73,0	87,6	84,1	90,2	88,5	93,4	91,6	74,1	70,1	100,0	100,0	76,8	73,6	86,7	84,9
Castilla y León	98,3	99,9	51,7	69,4	65,7	89,6	98,2	99,9	50,8	69,3	71,1	82,4	76,3	77,6	82,6	84,0	66,9	97,9	100,0	100,0	51,7	69,4	72,3	82,5
Castilla-La Manc	99,3	99,0	43,1	59,7	57,2	79,0	99,8	99,5	43,0	59,4	67,2	76,5	73,5	73,3	81,1	80,8	57,4	87,7	100,0	100,0	43,1	59,7	67,4	76,9
Cataluna	101,3	98,5	101,4	89,6	93,7	80,6	102,0	99,1	103,4	88,8	102,8	93,2	102,6	99,8	102,4	99,6	91,8	78,3	100,0	100,0	101,4	89,6	100,8	94,1
C. Valenciana	100,1	97,2	73,0	72,1	73,3	70,3	101,3	98,4	73,9	71,0	85,5	82,5	88,5	85,9	92,2	89,5	72,3	71,2	100,0	100,0	73,0	72,1	84,5	84,0
Extremadura	98,5	98,0	36,7	47,6	45,5	58,7	99,4	98,9	36,5	47,0	63,1	69,0	70,1	69,7	78,5	78,1	46,0	64,3	100,0	100,0	36,7	47,6	63,8	70,0
Galicia	99,8	98,2	44,1	59,2	57,1	75,4	100,4	98,8	44,3	58,5	68,1	75,6	74,3	73,1	81,8	80,5	57,0	83,5	100,0	100,0	44,1	59,2	68,0	76,6
Madrid	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Murcia	100,7	96,7	48,7	63,4	62,1	77,6	102,1	98,1	49,8	62,1	71,8	77,3	77,6	74,5	84,6	81,3	61,2	86,1	100,0	100,0	48,7	63,4	70,6	79,0
Navarra	99,7	99,6	75,7	94,5	91,4	113,8	99,8	99,7	75,6	94,1	85,9	96,5	88,6	88,5	91,8	91,7	91,6	122,0	100,0	100,0	75,7	94,5	86,1	96,8
P. Vasco	100,5	98,4	105,5	93,5	96,9	84,2	101,1	99,0	106,6	92,6	104,3	95,4	103,7	101,5	102,9	100,8	95,8	82,1	100,0	100,0	105,5	93,5	103,1	96,3
Rioja (La)	99,0	98,5	74,3	86,2	83,8	96,8	99,5	99,0	73,9	85,4	84,8	91,2	87,6	87,2	91,0	90,6	84,3	102,3	100,0	100,0	74,3	86,2	85,3	92,1
Coef. Var.	0,01	0,01	0,32	0,21	0,22	0,19	0,01	0,01	0,33	0,21	0,16	0,11	0,12	0,12	0,09	0,08	0,22	0,19	0,00	0,00	0,32	0,21	0,15	0,11

Gráfico 1. Convergencia en esperanza de vida al nacer (1961-2001)

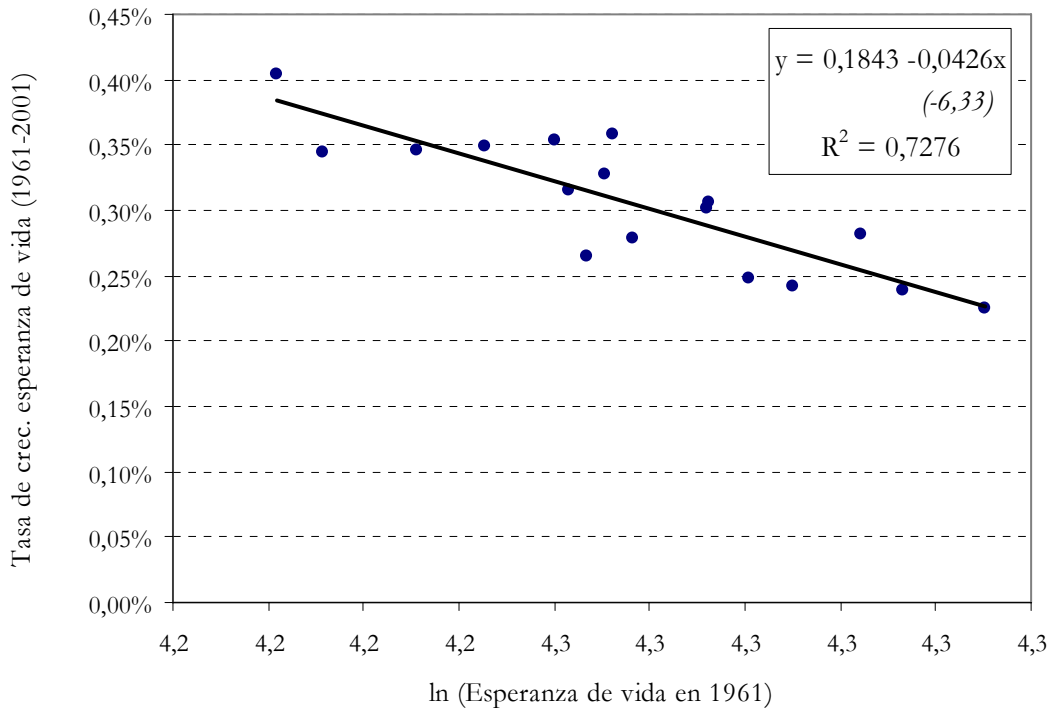
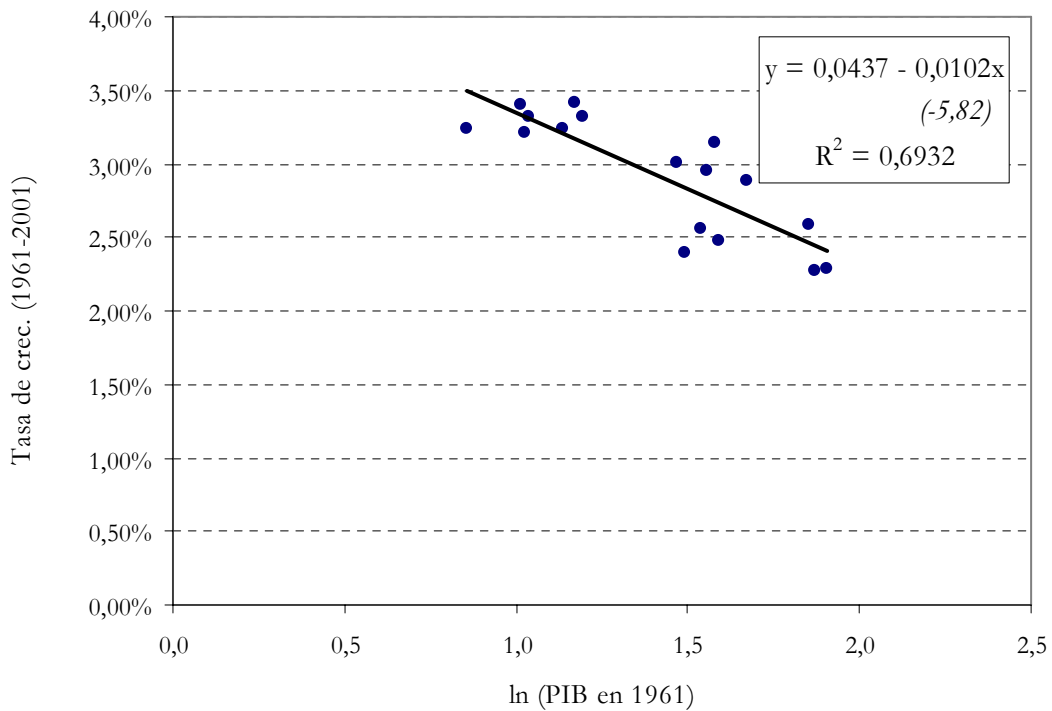


Gráfico 2. Convergencia en renta per cápita (1961-2001)



La segunda columna de los cuadros 2 y 3 presenta la renta per cápita de las distintas regiones respecto a Madrid. Se observa una reducción del coeficiente de variación de esta variable (que pasa de ser 0,32 al inicio del periodo a ser 0,21 al final de éste). El análisis descrito en la segunda fila del cuadro 4 y el gráfico 2 ofrece similares resultados: una reducción de la desviación típica del logaritmo de la variable renta per cápita y una β -convergencia significativa en renta per cápita de las regiones (-1,02). Se trata, tal y como ya habíamos mencionado en la revisión de la literatura, de un hecho bien constatado en el caso español. Sin embargo, como se ya apuntó, a pesar de que estos resultados son informativos y útiles y amplían nuestro conocimiento sobre la evolución temporal de los niveles de renta per cápita corrientes alcanzados en cada momento del tiempo, no ofrecen una visión completa del problema, ya que ignoran la dimensión temporal y de ciclo vital de la cuestión. Lo que constituye la aportación de este estudio es la obtención de los niveles de desigualdad en renta permanente per cápita y su evolución temporal en el caso de las regiones españolas.

Los resultados acerca de la renta permanente per cápita de cada región respecto a la región de referencia (Madrid) en cada una de las distintas simulaciones se presentan en las columnas 3-12 de los cuadros 2 y 3. Los bloques a)-e) del cuadro 4 ofrecen los indicadores globales de desigualdad y de convergencia en términos de renta per cápita permanente correspondientes a los diferentes supuestos y escenarios contemplados en la sección en la que se describe el marco analítico.

Cuadro 4: Sigma convergencia y beta convergencia en rentas corrientes y permanentes en las regiones españolas

	Año	Media	Desv. Típica	Coef. Variación	Desv. Típ. (log)	β -Converge ncia	t-Student	R2-adj.
Esperanza de vida	1961	70,4	0,7	0,010	0,010	-	-	-
	2001	78,8	0,9	0,011	0,011	-	-	-
	1961-2001	-	-	-	-	-4,26%	-6,330	0,709
Renta per cápita	1961	4,3	1,4	0,325	0,332	-	-	-
	2001	13,5	2,8	0,210	0,216	-	-	-
	1961-2001	-	-	-	-	-1,02%	-5,82	0,67

Renta permanente

a) Escenario 1: Tasas de crecimiento individuales (g_i), rentas per cápita individuales (Y_{pci}), probabilidades de supervivencia individuales ($S_i(t,0)$)

Escenario 1	i=2%	1961	439,7	89,8	0,204	0,210	-	-	-
		2001	1.583,2	317,6	0,201	0,204	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,88%	-1,89	0,14
	i=4%	1961	203,2	45,6	0,225	0,232	-	-	-
		2001	726,3	134,8	0,186	0,188	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,09%	-2,90	0,32

b) Escenario 2: Tasa de crecimiento de Madrid (g_{Madrid}), rentas per cápita de Madrid ($Y_{pcMadrid}$), prob. de supervivencia individuales ($S_i(t,0)$)

Escenario 2	i=2%	1961	575,3	5,2	0,009	0,007	-	-	-
		2001	1.811,6	26,3	0,015	0,014	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-3,44%	-3,42	0,40
	i=4%	1961	275,2	3,6	0,013	0,013	-	-	-
		2001	866,4	5,9	0,007	0,007	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-3,45%	-15,73	0,94

c) Escenario 3: Tasa de crecimiento de Madrid (g_{Madrid}), rentas per cápita individuales (Y_{pci}), probabilidades de supervivencia individuales ($S_i(t,0)$)

Escenario 3	i=2%	1961	388,5	128,2	0,330	0,338	-	-	-
		2001	1.359,3	295,0	0,217	0,222	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,02%	-5,51	0,65
	i=4%	1961	185,7	60,8	0,327	0,336	-	-	-
		2001	649,6	138,5	0,213	0,218	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,04%	-5,648	0,659

d) Escenario 4: Convergencia con Madrid a una velocidad del 2%, 3% y 5%.

Escenario 4 ($\beta=2\%$)	i=2%	1961	487,5	62,1	0,127	0,127	-	-	-
		2001	1.598,9	146,5	0,092	0,092	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,92%	-4,013	0,486
	i=4%	1961	223,6	35,5	0,159	0,158	-	-	-
		2001	741,4	81,0	0,109	0,110	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,98%	-4,564	0,553
Escenario 4 ($\beta=3\%$)	i=2%	1961	510,0	47,1	0,092	0,092	-	-	-
		2001	1.605,7	148,4	0,092	0,092	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,06%	-0,428	-0,054
	i=4%	1961	233,5	28,9	0,124	0,123	-	-	-
		2001	735,1	90,1	0,123	0,122	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,06%	-0,629	-0,039
Escenario 4 ($\beta=5\%$)	i=2%	1961	534,1	31,0	0,058	0,058	-	-	-
		2001	1.681,8	98,5	0,059	0,058	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,12%	-0,553	-0,045
	i=4%	1961	245,5	21,0	0,085	0,085	-	-	-
		2001	772,8	64,9	0,084	0,083	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,11%	-0,801	-0,023

Cuadro 4: Sigma convergencia y beta convergencia en rentas corrientes y permanentes en las regiones españolas (continuación)

	Año	Media	Desv. Típica	Coef. Variación	Desv. Típ. (log)	β -Convergencia	t-Student	R2-adj.	
e) Escenario 5: Probabilidades de supervivencia de Madrid									
<i>1.- Tasas de crecimiento individuales (gi), rentas per cápita individuales (Ypci)</i>									
Escenario 5.1	i=2%	1961	442,2	87,5	0,198	0,203	-	-	-
		2001	1.624,0	315,9	0,195	0,198	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,87%	-1,855	0,132
	i=4%	1961	201,6	44,7	0,222	0,228	-	-	-
		2001	1.624,0	315,9	0,195	0,198	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,39%	-2,880	0,313
<i>2.- Tasa de crecimiento de Madrid (gMadrid), rentas per cápita de Madrid (YpcMadrid)</i>									
Escenario 5.2	i=2%	1961	577,4	0,0	0,000	0,000	-	-	-
		2001	1.854,1	0,0	0,000	0,000	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-	-	-
	i=4%	1961	272,8	0,0	0,000	0,000	-	-	-
		2001	876,0	0,0	0,000	0,000	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-	-	-
<i>3.- Tasa de crecimiento de Madrid (gMadrid), rentas per cápita individuales (Ypci)</i>									
Escenario 5.3	i=2%	1961	389,3	126,4	0,325	0,332	-	-	-
		2001	1.389,5	292,2	0,210	0,216	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,02%	-5,822	0,673
	i=4%	1961	183,9	59,7	0,325	0,332	-	-	-
		2001	656,5	138,0	0,210	0,216	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-1,02%	-5,822	0,673
<i>4.- Convergencia con Madrid a una velocidad del 2%.</i>									
Escenario 5.4	i=2%	1961	490,2	58,6	0,119	0,119	-	-	-
		2001	1.638,8	135,4	0,083	0,083	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,93%	-4,679	0,566
	i=4%	1961	221,9	34,2	0,154	0,153	-	-	-
		2001	750,3	79,0	0,105	0,106	-	-	-
		1961-2001	-	-	-	-	-0,95%	-4,833	0,583

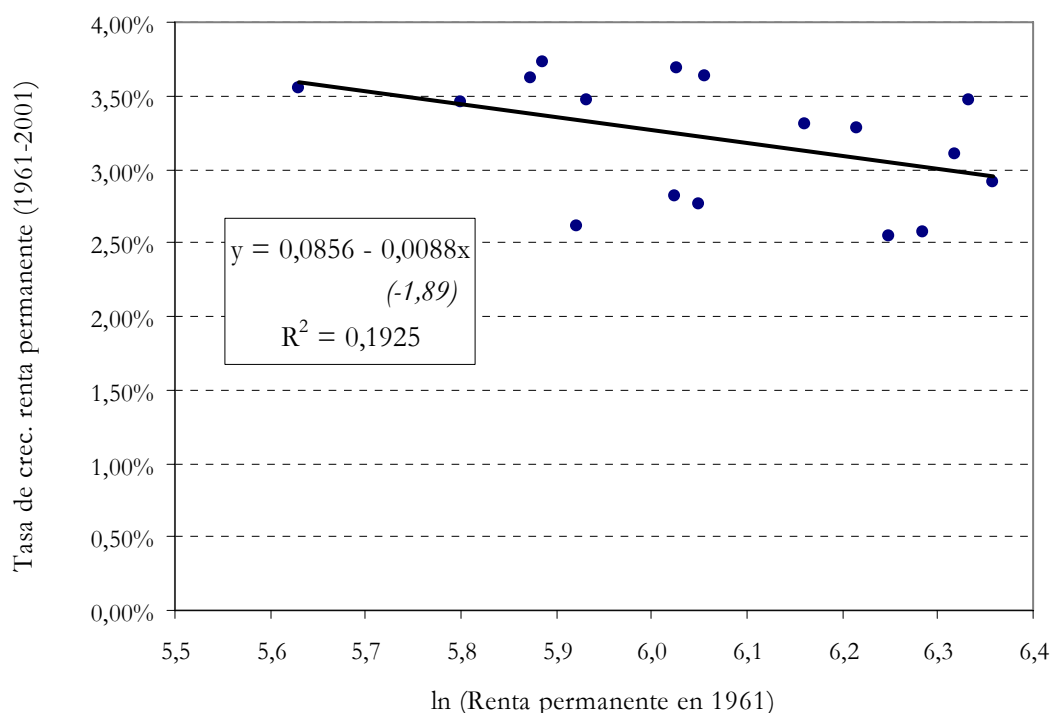
Escenario 1 (Escenario histórico base)

El bloque a) del cuadro 4 y el gráfico 3 ofrecen los resultados correspondientes al escenario 1 que recoge el caso más general, aquél en el que suponemos que las rentas per cápita futuras de las regiones crecen a sus tasas históricas de crecimiento (obtenidas utilizando los datos del BBV para el periodo 1961-1998 y los del INE para 1999-2001) y se utiliza para cada región sus propias tasas de supervivencia. Este escenario corresponde a la ecuación [2].

Como puede observarse, las diferencias de renta permanente en 1961 son sustancialmente inferiores a las existentes en renta per cápita contemporánea (un tercio inferiores). Pese a que apenas había diferencias en esperanza de vida

pero debido a que las rentas corrientes per cápita futuras iban a converger, la desigualdad regional en el conjunto de la vida de los individuos era bastante inferior a lo que indicaba la desviación típica del logaritmo de la renta per cápita de ese año. Para las regiones españolas las medidas habituales de desigualdad basadas en la renta per cápita corriente estarían sobrevalorando la auténtica desigualdad regional. En lo que respecta a la evolución de la desigualdad, se puede observar que la existencia de convergencia en esperanza de vida y en renta per cápita lleva a una convergencia en renta permanente de $-0,88$. Esta convergencia es menor que la obtenida en renta per cápita ($-0,88$ frente a $-1,02$) porque la renta permanente en 1961 ya está recogiendo parte de ese proceso futuro. Por otra parte, se observa que la convergencia en renta permanente es mayor a medida que se consideran tasas de descuento superiores ($-1,09$).

Gráfico 3. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 1 ($r=2\%$)

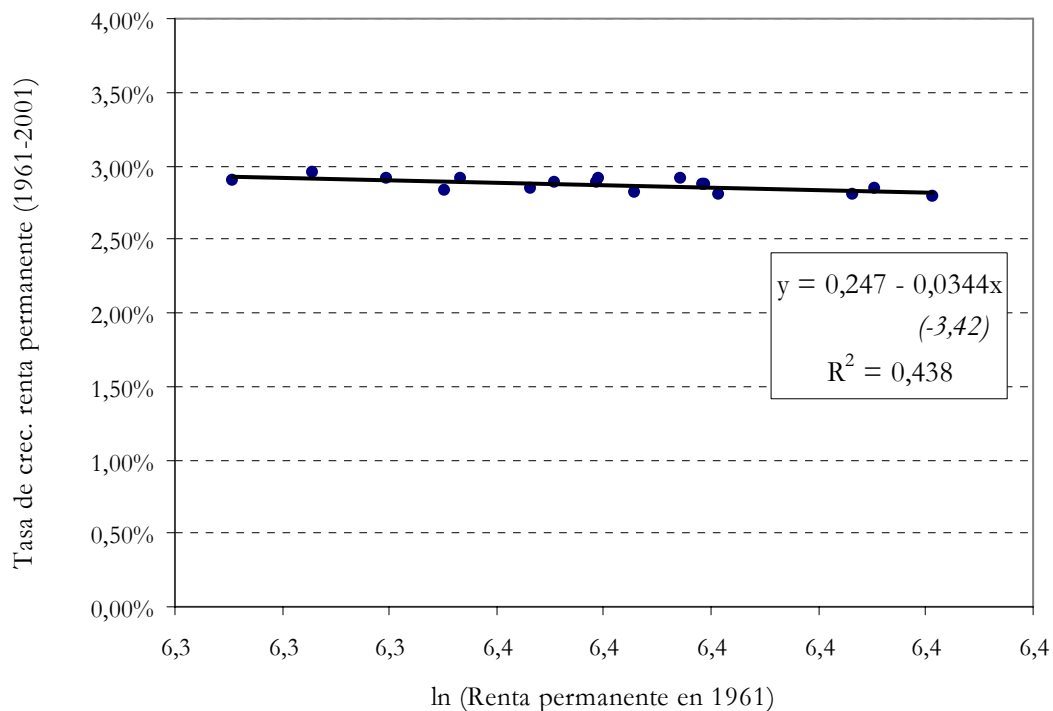


Una vez analizada la desigualdad y la convergencia en renta permanente, el siguiente paso es evaluar el papel de cada uno de sus factores determinantes por separado. Esto se consigue aislando sus efectos tal y como se propone en los escenarios 2 a 5 definidos anteriormente.

Escenario 2 (idénticas rentas per cápita corrientes)

El cuadro 4, bloque b), y el gráfico 4 presentan los resultados del escenario 2, aquél en el que suponemos igualdad de rentas per cápita entre regiones (renta per cápita inicial y tasas de crecimiento iguales a las de la Comunidad de Madrid). Este escenario corresponde a la ecuación [3] y permite aislar los efectos de las diferencias en probabilidad de supervivencia, que es lo único que varía. Como puede apreciarse, las desigualdades en renta permanente que existirían en ese caso son muy reducidas (0,007 en 1961 y 0,014 en 2001). Por tanto, prácticamente toda la desigualdad regional estimada, la correspondiente al escenario 1, puede atribuirse a las diferencias de renta per cápita corriente. Por el contrario, las diferencias en las tasas de supervivencia generan poca desigualdad al ser muy parecidas.

Gráfico 4. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 2 (r=2%)



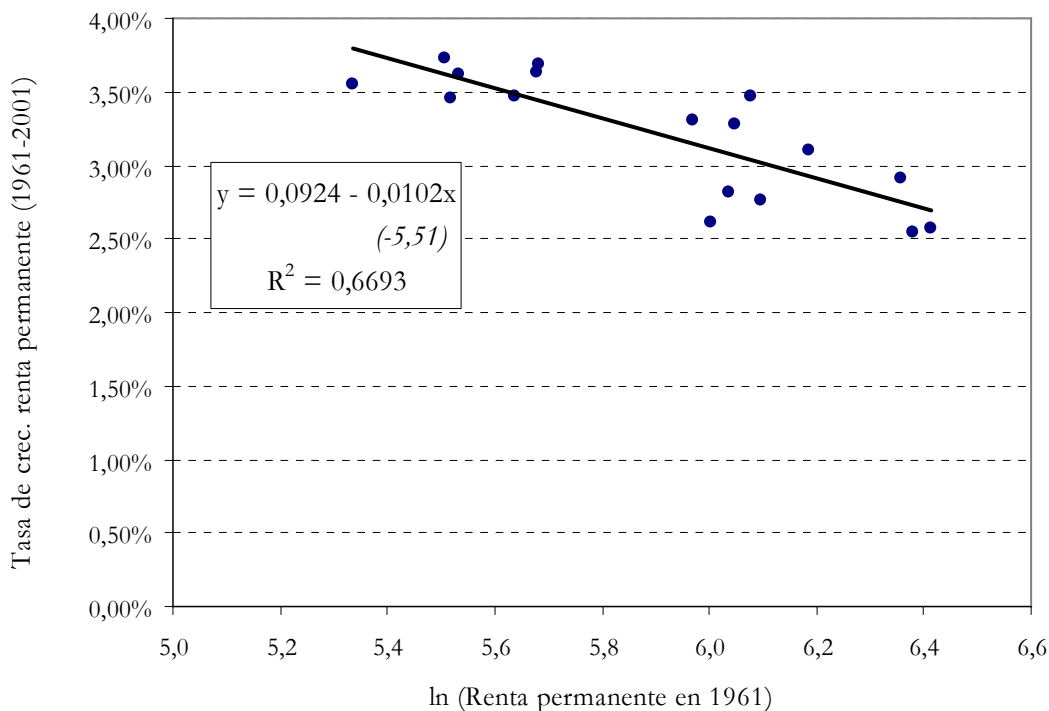
En lo que se refiere a la convergencia en renta permanente, aunque no se observa un reducción de los indicadores de dispersión (σ convergencia), sí se observa una convergencia significativa en el análisis de la β -convergencia (-3,44)

indicando que si no existiesen diferencias en renta per cápita se habría producido una convergencia significativa en los niveles de renta permanente. La razón es que, bajo este escenario, las únicas diferencias en renta permanente entre las regiones vienen explicadas por las diferencias de probabilidad de supervivencia entre las regiones y, como se ha visto, hay una clara convergencia en los niveles de esperanza de vida entre ellas.

Escenario 3 (sin convergencia en rentas per cápita corrientes)

En el bloque c) del cuadro 4 y en el gráfico 5 se presenta el análisis basado en el escenario 3, aquél en el que suponemos que las diferencias relativas en renta per cápita al inicio del periodo se mantienen constantes. Este escenario corresponde a la ecuación [4] y simula el efecto que tendría sobre las rentas permanentes el hecho de que todas las regiones crecieran a la misma tasa que Madrid. Dado que se mantienen las tasas de supervivencia propias de las regiones los resultados mostrarán la desigualdad en renta permanente bajo el supuesto de que no haya convergencia ni divergencia temporal de las rentas corrientes per cápita. Los resultados muestran una desigualdad en renta permanente muy parecida a la existente en renta corriente de cada año. Ello es lógico puesto que las probabilidades de supervivencia son muy parecidas entre regiones y estamos suponiendo que las diferencias de renta corriente se mantienen precisamente al nivel inicial. En este caso tan especial no existe apenas diferencia entre utilizar la renta permanente o la renta corriente, sus valores relativos entre regiones van a coincidir. Este mismo argumento se puede aplicar al caso del análisis de la convergencia en renta permanente que replica los resultados experimentados en renta corriente.

Gráfico 5. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 3 (r=2%)

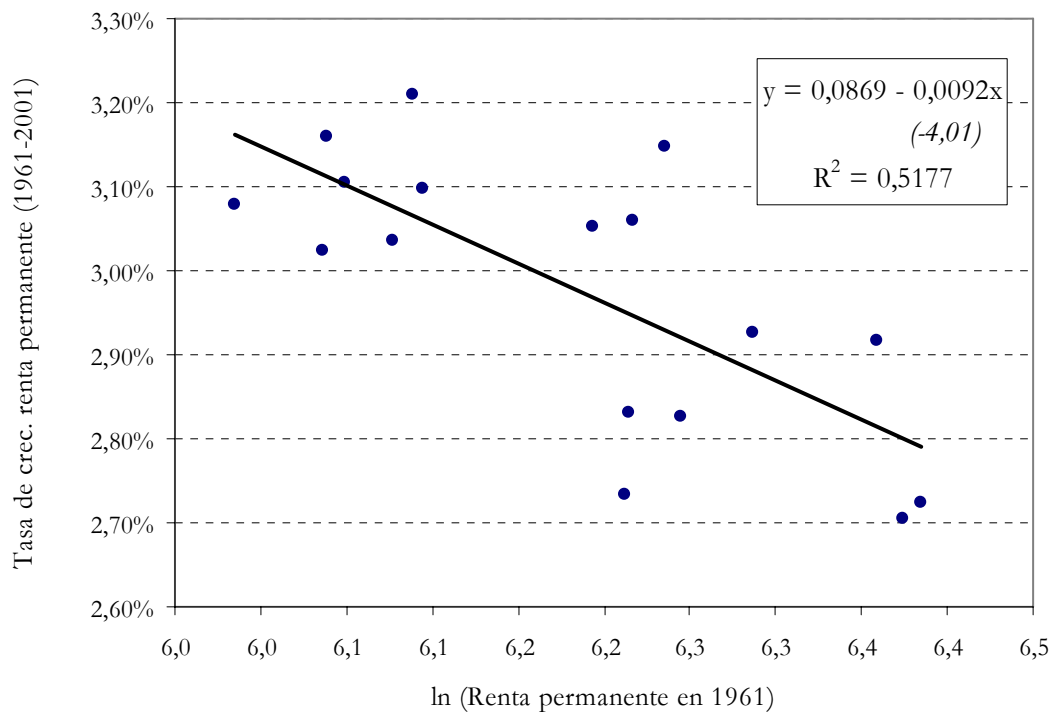


Escenario 4 (con convergencia en rentas per cápita corrientes)

En el cuadro 4 bloque d) y en el gráfico 6 se presenta el análisis correspondiente al escenario 4 que se basa en la ecuación [5]. En este escenario suponemos que la renta per cápita de las regiones converge a la renta de Madrid a una velocidad del 2%, 3% o 5% anual. El gráfico 6 corresponde al caso específico en que suponemos que la velocidad de convergencia es del 2%, el valor más habitual en la literatura. Los resultados indicarán cuáles habrían sido los niveles de desigualdad en renta permanente entre las regiones si hubiese habido una convergencia en renta corriente de la magnitud supuesta en vez de la convergencia realmente observada en este indicador. Para esa velocidad de convergencia, la desigualdad estimada en renta permanente es menor que la correspondiente a la renta corriente y también a la obtenida en el escenario 1 tanto en 1961 como en 2001. Por ejemplo, para 1961 la desviación típica del logaritmo de la renta permanente bajo este escenario sería de 0,127, valor inferior al obtenido para la renta corriente (0,332) y para el escenario 1 (0,210). La razón es que estamos suponiendo una velocidad de convergencia en renta

corriente mayor que la que realmente se experimentó en el periodo 1961-2001 que está implícita en el cálculo de los resultados del escenario 1. La desigualdad sería, lógicamente, menor con una velocidad de convergencia en renta corriente del 3% o del 5%.

Gráfico 6. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 4 ($r=2\%$, $\beta=2\%$)



Respecto a la evolución temporal de la desigualdad, el análisis de β -convergencia para la renta permanente arroja una velocidad algo mayor que en el escenario 1 que sirve de base (-0,92 frente a -0,88). Esto es lógico ya que, además de la convergencia en probabilidades de supervivencia, estamos imponiendo una convergencia en renta corriente mayor que la implícita en el escenario 1.

Escenario 5 (idénticas probabilidades de supervivencia)

El bloque e) del cuadro 4 recoge los resultados para los cuatro escenarios que se acaban de discutir bajo el supuesto adicional de que todas las regiones

tienen unas probabilidades de supervivencia idénticas entre sí e iguales en cada periodo a las de Madrid. Los resultados indicarán la desigualdad en renta permanente que tendríamos en cada caso en ausencia de diferencias en esperanza de vida. Por tanto se trata de aislar el efecto puro de la renta per cápita corriente eliminando la influencia de las diferencias en esperanzas de vida. Seguidamente se analizan los resultados escenario a escenario.

El cuadro 4 bloque e1) y el gráfico 7 presentan el análisis basado en el escenario 5.1 en el que se simula el efecto que tendría sobre el escenario 1 el hecho de que todas las regiones tuvieran las mismas probabilidades de supervivencia que Madrid, tal y como se recoge en la ecuación [6]. En este caso toda la desigualdad en renta permanente hay que atribuirla a la desigualdad en las rentas corrientes presentes y futuras. Como puede apreciarse la desigualdad en renta permanente sería en los dos años muy similar a la del escenario 1. Esto confirma el resultado anterior del escenario 2 en el sentido de que la desigualdad de ciclo vital en el caso España es casi toda debida a la desigualdad en renta per cápita y confirma que la esperanza de vida no es, ni lo ha sido en las últimas décadas, una variable de importancia por sí misma para explicar la desigualdad regional en España. En referencia a la evolución de la desigualdad, se observa convergencia y el resultado es similar al obtenido en el escenario 1, (-0,88 frente a -0,87). Este resultado resalta de nuevo el poco peso de la convergencia en esperanza de vida en la convergencia en renta permanente.

El cuadro 4 bloque e2) y el gráfico 8 muestran los resultados del análisis del escenario 5.2 en el que se simula el efecto que tendría sobre el escenario 2 el hecho de que todas las regiones tuvieran la misma tasa de supervivencia que Madrid, tal como se recoge en la expresión [7]. El escenario 2 simulaba el efecto que tendría sobre las rentas permanentes el hecho de que las regiones tuvieran las mismas rentas per capita y las mismas tasas de crecimiento que la Comunidad de Madrid y, por tanto, la única fuente de convergencia era la convergencia en las probabilidades de supervivencia. Al suponer también en el escenario 5.2 que las regiones tienen las mismas probabilidades de supervivencia que Madrid la renta permanente de todas las regiones sería la misma y la dispersión sería nula.

Gráfico 7. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 5.1 (r=2%)

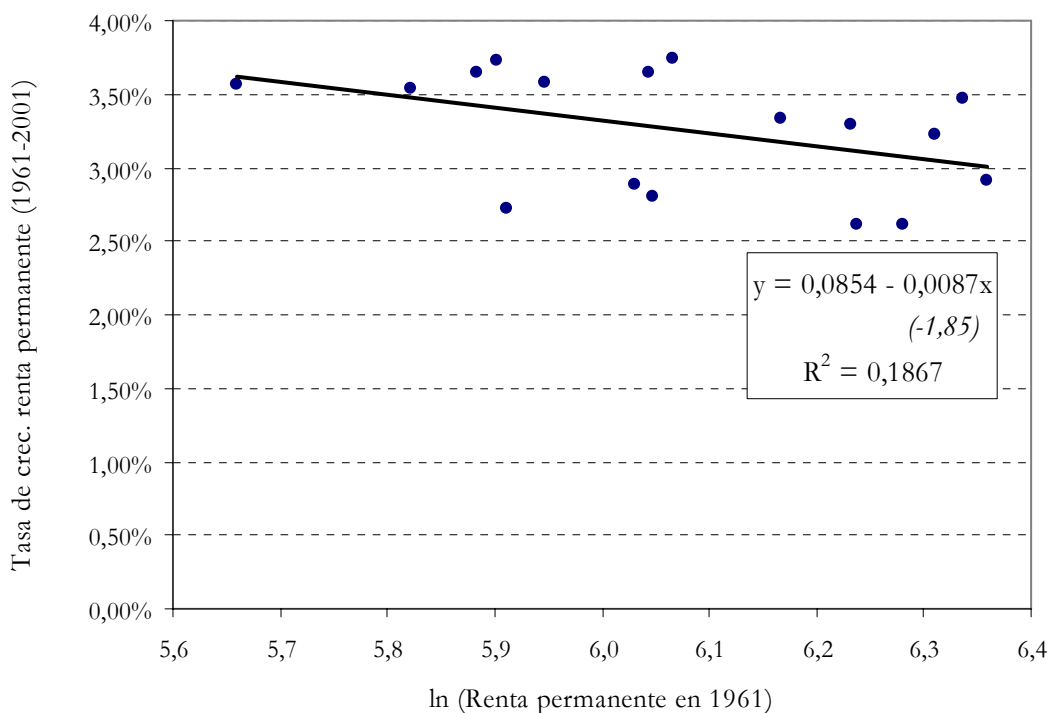
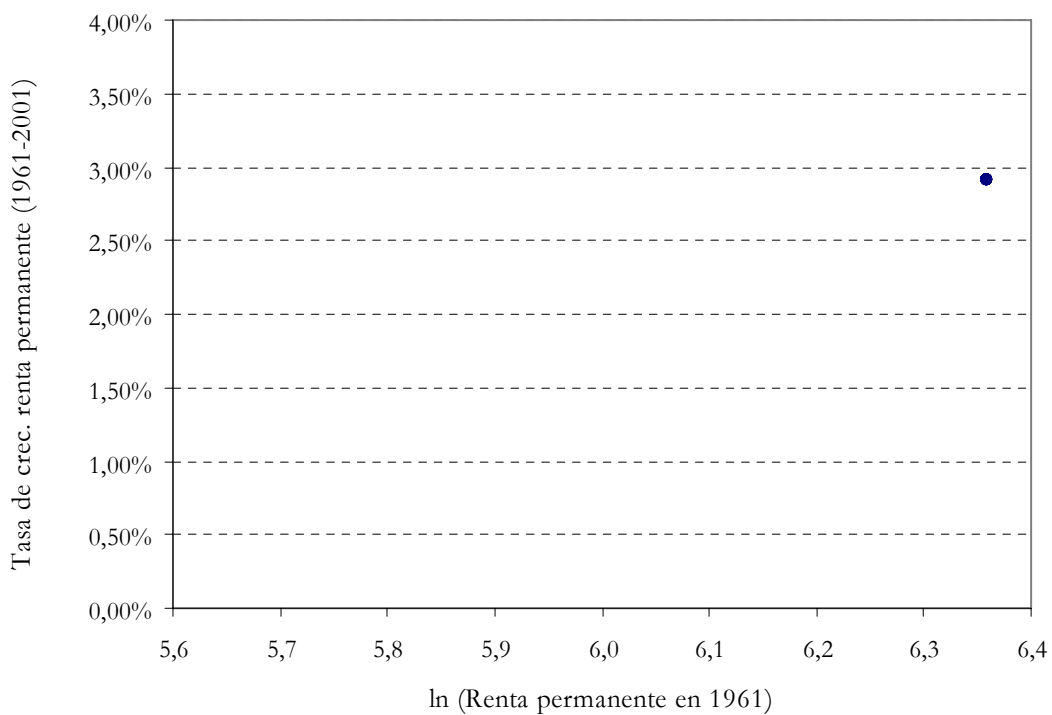
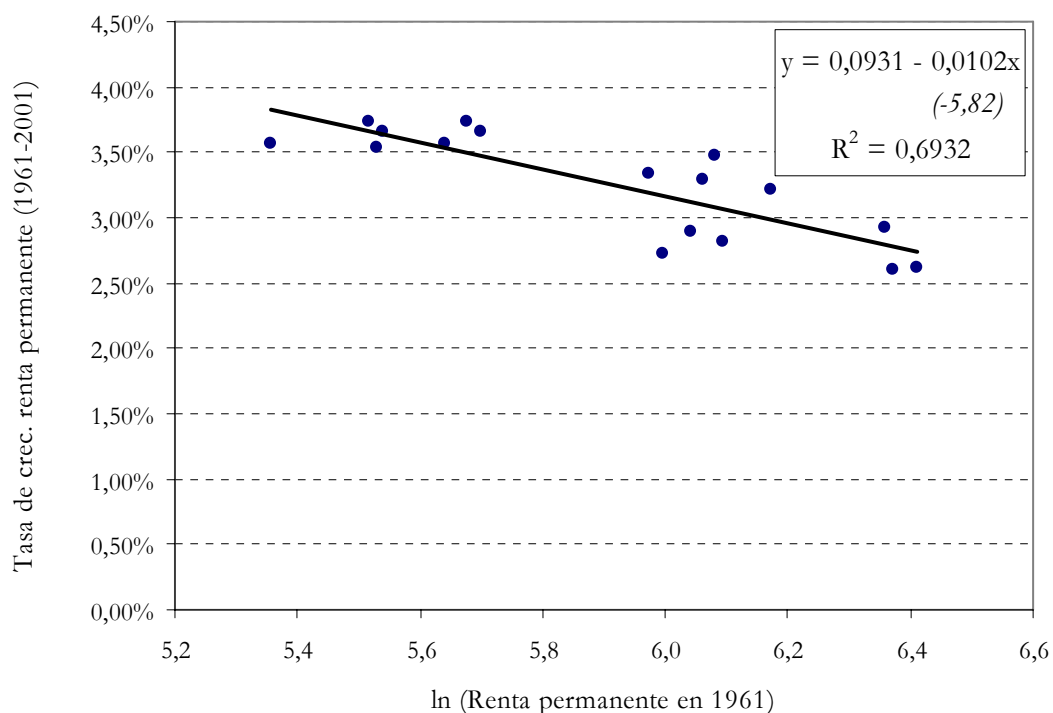


Gráfico 8. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 5.2 (r=2%)



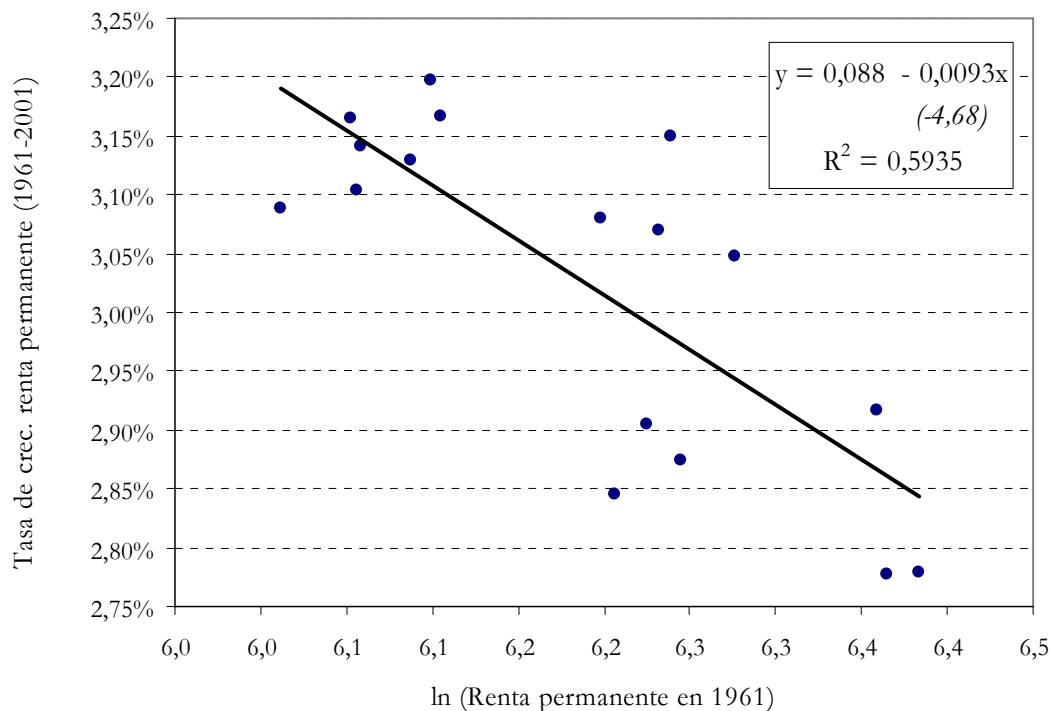
El cuadro 4 bloque e3) y el gráfico 9 presentan los resultados para el escenario 5.3 en el que se simula qué efecto tendría sobre el escenario 3 (tasas de crecimiento comunes e iguales a la de la Comunidad de Madrid manteniendo las rentas per cápita iniciales individuales) suponer que todas las regiones tienen la misma tasa de supervivencia que la región de referencia, como indica la ecuación [8]. Los resultados obtenidos en desigualdad y convergencia son similares al obtenido en el escenario 3. Las esperanzas de vida son ya tan parecidas que suponer que son exactamente las mismas no modifica sustancialmente los resultados, indicando que las tasas de supervivencia no son fuente significativa ni de desigualdad ni de convergencia entre las regiones españolas.

Gráfico 9. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 5.3 (r=2%)



Por último, el cuadro 4 bloque e4) y el gráfico 10 muestran, para una velocidad de convergencia del 2%, el efecto que tendría sobre el escenario 4 el hecho de suponer que todos tienen la misma tasa de supervivencia que Madrid, escenario 5.4, situación recogida en la ecuación [9]. Al igual que ocurría en los escenarios 5.1 y 5.3 los resultados en desigualdad y convergencia son similares a los obtenidos en el escenario con el que se compara, por las razones ya expuestas de gran homogeneidad regional en materia de esperanza de vida.

Gráfico 10. Convergencia en renta permanente (1961-2001). Escenario 5.4 (r=2%)



Nos hemos planteado también, como ejercicio adicional, cuál habría sido el nivel de desigualdad en renta permanente en el caso de que las diferencias de esperanza de vida entre regiones hubiesen correspondido a las que existen a nivel internacional para países con rentas per cápita similares a las de las regiones españolas. La idea es que la pertenencia a un mismo país con patrones culturales, institucionales y políticas públicas (por ejemplo, sanitarias) comunes tiende a igualar las esperanzas de vida más allá de lo que correspondería a sus rentas per cápita corrientes y, por ello, contribuye a reducir adicionalmente la desigualdad en renta permanente.

Para ello hemos estimado económicamente la relación existente a nivel internacional entre esperanza de vida y renta per cápita a paridad de poder de compra en 1960 y en 2000 (Pastor y Serrano, 2005). Esto nos ha permitido estimar esperanzas de vida regionales contrafactuales para las regiones españolas. Los resultados de todo el ejercicio están en el cuadro 5. Como puede verse, las esperanzas de vida hubieran sido algo más desiguales (en 1961, por ejemplo, su coeficiente de variación hubiera sido de 0,04 en vez del real de 0,01). Utilizando las rentas per cápita regionales y sus tasas de crecimiento históricas, junto a nuevas probabilidades de supervivencia hipotéticas acordes con estas

esperanzas de vida contrafactuales, se obtienen los resultados de renta permanente del cuadro 5. Así, bajo la hipótesis señalada y para un tipo de interés real del 2%, el coeficiente de variación de la renta permanente hubiera sido en 1961 de 0,232 en vez del 0,210 obtenido en el escenario base. Es decir, en 1961 esos factores extras que actúan en el caso de regiones de un mismo país, pero no existen a nivel internacional, habrían significado un 12% menos de desigualdad en términos de renta permanente. En 2001 esa reducción sería menor de sólo un 3-4% debido a que las esperanzas de vida regionales son prácticamente las que corresponderían en función de las diferencias de renta per cápita existentes entre las regiones españolas.

Cuadro 5: Sigma convergencia en rentas corrientes y permanentes en las regiones españolas con probabilidades de supervivencia contrafactuales

		Año	Media	Desv. Típica	Coef. Variación	Desv. Típ. (log)
Esperanza de vida (contrafactual)		1961	56.5	2.1	0.037	0.037
		2001	70.5	1.3	0.019	0.019
Renta per cápita		1961	4,3	1,4	0,325	0,332
		2001	13,5	2,8	0,210	0,216
Renta permanente						
a) Escenario 6: Tasas de crecimiento individuales (g_i), rentas per cápita individuales (Y_{pci}), probabilidades de supervivencia individuales contrafactuales ($S_i(t,0)$)						
Escenario 1*	i=2%	1961	354.9	82.3	0.232	0.239
		2001	1,418.5	294.7	0.208	0.211
b) Escenario 7: Tasa de crecimiento de Madrid (g_{Madrid}), rentas per cápita de Madrid ($Y_{pcMadrid}$), probabilidades de supervivencia individuales contrafactuales ($S_i(t,0)$)						
Escenario 2*	i=2%	1961	461.9	17.4	0.038	0.044
		2001	1,620.9	33.4	0.021	0.026
c) Escenario 8: Tasa de crecimiento de Madrid (g_{Madrid}), rentas per cápita individuales (Y_{pci}), probabilidades de supervivencia indiv. contrafactuales ($S_i(t,0)$)						
Escenario 3*	i=2%	1961	315.0	113.4	0.360	0.370
		2001	1,219.7	280.1	0.230	0.236
d) Escenario 9: Convergencia con Madrid a una velocidad del 2%						
Escenario 4*	i=2%	1961	392.8	62.5	0.159	0.158
		2001	1,432.2	149.6	0.104	0.105

En conclusión, los resultados obtenidos en el análisis regional apuntan a que para las regiones españolas la fuente principal de desigualdad en renta permanente es la convergencia en renta per cápita mientras que las tasas de supervivencia parecen tener poca incidencia dada la poca dispersión que presentan. Además, dada la convergencia experimentada en renta corriente

entre las regiones españolas, la desigualdad en renta permanente es claramente inferior a la que se observa cuando no se considera todo el ciclo vital de los individuos sino sólo las rentas del periodo corriente.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos adoptado un enfoque distinto del habitual para analizar el problema de la desigualdad y convergencia entre las regiones españolas, debido a las limitaciones del procedimiento estándar. Concretamente, se adopta el método desarrollado en Pastor y Serrano (2005) para analizar la desigualdad entre las comunidades autónomas españolas en dos momentos del tiempo: 1961 y 2001. En primer lugar, este nuevo enfoque considera que para realizar comparaciones apropiadas entre economías es necesario comparar vidas completas de los individuos y no situaciones particulares en periodos concretos de tiempo. En segundo lugar, considera que para ello es necesario contemplar la esperanza de vida de los individuos como un elemento central de esas vidas completas y de la desigualdad. Por último, permite tener en cuenta la posibilidad de convergencia en el futuro y su impacto presente en la comparación, ya que la “fortuna” puede abandonar a los “ricos” en favor de los “pobres”.

Las regiones españolas presentan diferencias de la renta per cápita anual y, sobre todo, de esperanza de vida más reducidas que las que se observan, por ejemplo, en el caso internacional. Además, se trata de un conjunto de economías entre las que sí ha habido convergencia en renta corriente per cápita, a diferencia de lo que sucede entre el conjunto de países. Este segundo factor hace que los niveles estimados de desigualdad en renta permanente per cápita sean sustancialmente inferiores a los habituales en términos de renta corriente per cápita del periodo.

De acuerdo a nuestros resultados, por ejemplo para un tipo de interés real del 2%, la desigualdad en renta permanente (escenario 1) es alrededor de un 37% inferior a la desigualdad en renta anual en 1961 y un 6% en 2001. Ello es debido a las escasas diferencias en esperanza de vida, a la extensión de ésta y a la convergencia en renta per cápita corriente. Partiendo de este escenario base

los resultados correspondientes a algunos escenarios contrafactuales son dignos de consideración.

Si no hubiesen habido diferencias de renta per cápita anual sino sólo diferencias de esperanza de vida (escenario 2), la desigualdad en renta permanente habría sido un 97% inferior a la estimada en 1961 y un 93% en 2001. Esto es, en el caso de las regiones españolas las diferencias en esperanza de vida son muy escasas y su efecto en la desigualdad en renta per cápita permanente irrelevantes.

De no haber existido convergencia en renta per cápita (escenario 3) la desigualdad en renta permanente habría sido un 61% superior en 1961 y un 9% superior en 2001. Es decir, prácticamente idéntica a la desigualdad en renta per cápita corriente. Sin embargo, si la renta per cápita hubiese convergido al 2% anual, sin adelantamientos entre regiones, la desigualdad en renta permanente habría sido todavía más reducida que la registrada en renta per cápita corriente (un 62% inferior en 1961 y un 57% en 2001) o en renta permanente estimada (40% y 55% respectivamente). Si además de esa convergencia del 2% desapareciesen las diferencias de esperanza de vida (escenario 5.4) la reducción habría sido apenas algo más intensa: 64% y 62% respecto a la renta per cápita corriente; 43% y 59% respecto a la renta permanente estimada.

Los resultados obtenidos apuntan a que la fuente principal de desigualdad en renta permanente es la desigualdad en renta corriente per cápita. Las probabilidades de supervivencia tienen mucha menor incidencia, pero ello se debe simplemente a que en el caso español presentan muy poca dispersión. En cualquier caso, dada la tendencia a la convergencia en renta corriente per cápita entre las regiones españolas, la desigualdad en renta permanente es claramente inferior a la que se observa cuando no se considera todo el ciclo vital de los individuos, sino sólo las rentas de un periodo concreto. En este sentido, mientras se mantenga la convergencia entre las regiones españolas, la desigualdad auténtica entre individuos que nacen en diferentes regiones, una vez considerado todo su futuro, será significativamente menor que la que las rentas per cápita del momento indiquen.

Referencias bibliográficas

- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Becker, G., T. Philipson y R. Soares (2001), "Growth and Mortality in Less Developed Nations", mimeo, University of Chicago.
- Becker, G., T. Philipson y R. Soares (2003), "The quantity and quality of life and the evolution of world inequality", NBER 9765.
- Becker, G., T. Philipson and Rodrigo, S. Soares (2005): "The Quantity and Quality of Life and The Evolution of World Inequality". *American Economic Review* 94(1).
- Comisión Europea (1997): "Guide to Cost-Benefit Analysis of Major Projects" European Commission. Directorate-General XVI. Regional Policy and Cohesion. Evaluation and Documents N°3 Junio 1997.
- Cuadrado, J.R., T. Mancha y R. Garrido (1998), *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentaria-Visor, Madrid.
- De la Fuente, A. (1996), "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias", *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV (10), 5-63.
- De la Fuente, A. (2002), "On the sources of convergence: a close look at the Spanish regions", *European Economic Review*, 46(3), 569-599.
- De la Fuente, A. y M.J. Freire (2001), "Estructura regional y convergencia regional", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII (23), 189-208.

Dolado, J.J., J.M. González-Páramo y J.M. Roldán (1994), “Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y Crédito*, 198, 81-131.

Dowrick, S., Y. Dunlop y J. Quiggin (2003), “Social indicators and comparisons of living standards”, *Journal of Development Economics*, 70, 501-529.

Evans, P. y G. Karras (1996), “Convergence revisited”, *Journal of Monetary Economics*, 37, 225-248.

García-Milá y Marimón (1999), “Crecimiento de las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, 80, 29-50.

Goerlich, F. J. y M. Mas (2001), *La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998)*, Fundación BBVA, Bilbao.

Goerlich, F. J., M. Mas y F. Pérez (2002), “Concentración, convergencia y desigualdad regional en España”, *Papeles de Economía Española*, 93, 17-36

Gorostiaga, A. (1999), “¿Cómo afectan el capital público y el capital humano al crecimiento? Un análisis para las regiones españolas en el marco neoclásico”, *Investigaciones Económicas*, 23(1), 95-114.

Islam, N. (1995). “Growth empirics: a panel data approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), 1127-1170.

Lamo, A. (2001), “On convergence empirics: Some Evidence for Spanish regions”, *Investigaciones Económicas*, 24 (3), 681-707.

Lladós, J (2002), “Estructura productiva y desigualdad regional: La transición hacia el Euro y la economía del conocimiento”, *Papeles de Economía Española*, 93, 79-97.

María-Dolores, R. y J. García (2002), “Convergencia real de las regiones españolas: El impacto de los fondos estructurales”, *Papeles de Economía Española*, 93, 51-64.

Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994), “Disparidades regionales y convergencia en las CC.AA.”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 2, 4, 129-148.

Maudos, J., J. M. Pastor y L. Serrano (1998), “Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad”, *Revista Española de Economía* 15(2), 235-264.

Maudos, J., J. M. Pastor y L. Serrano (1999), “Crecimiento de la productividad y su descomposición en progreso técnico y cambio de eficiencia: Una aplicación sectorial y regional en España (1964-93)”, *Investigaciones Económicas* 24(1), 177-205.

Maudos, J., J. M. Pastor and L. Serrano (2000), “Efficiency and productive specialization: an application to the Spanish regions”, *Regional Studies* 34(9), 829-842.

Pastor, J. M. y L. Serrano (2005): “Convergencia, desigualdad y renta permanente”. Fundación de las Cajas de Ahorros Documento de trabajo nº 211.

Philipson, T. y R. Soares (2001), “Human capital, longevity and economic growth: a quantitative assessment of Full Income Measures”, mimeo, University of Chicago.

Quah, D.T.(1996), “Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics”, *The Economic Journal*, 106, 1045-1055.

Raymond, J.L. y B. García Greciano (1994), “Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia”, *Papeles de Economía Española*, 59, 37-58.

Raymond J.L. y B. García Greciano (1996), “Distribución regional de la renta y movimientos migratorios”, *Papeles de Economía Española*, 67, 185-201.

Rosen, S. (1988). The value of changes in life expectancy. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1: 285-304.

Swan, T.C. (1956), “Economic growth and capital accumulation”, *Economic Record*, 32, 334-361.

Villaverde, J. (2001), “La distribución espacial de la renta en España: 1980-1995” *Papeles de Economía Española*, 88, 166-181.

Apéndice: Construcción de las probabilidades de supervivencia

Para realizar el análisis propuesto se precisa conocer la esperanza de vida al nacer (E) y las probabilidades de supervivencia (S) para las distintas edades comprendidas entre 1 y 120 años en los años 1961 y 2001. El año 1998 es el año más reciente del que se dispone de información regional sobre la esperanza de vida y de datos que permiten el cálculo de las tasas de supervivencia para las distintas edades. En el análisis empírico se opta por asignar la esperanza de vida al nacer y las tasas de supervivencia de 1998 al año 2001. Se dispone también de información que permite aproximar la esperanza de vida en 1961, pero no así de datos que permitan obtener las tasas de supervivencia. En este caso se realizará una imputación a partir de los valores de 1998. A continuación se describen detalladamente los procedimientos utilizados.

Esperanza de vida

Para el cálculo de la esperanza de vida en 1961 se utiliza información provista por el INE (Demografía y Población: Tasas de Mortalidad). Esta información tiene carácter provincial, está desagregada por género y se presenta para el intervalo 1961-1965. Esto obliga a aplicar una serie de supuestos para

obtener la esperanza de vida al nacer en 1961. En primer lugar, se supuso que la esperanza de vida de 1961 no difería de la esperanza de vida del intervalo sobre el cual se tiene de información. En segundo lugar, se obtuvo la media aritmética de las esperanzas de hombres y mujeres bajo el supuesto de que porcentaje de varones y mujeres al nacer es el mismo. Finalmente, se obtuvo una agregación regional a partir de la información provincial ponderando por el porcentaje de nacimientos de cada provincia sobre el total de la región en 1961 obtenido de las series de Demografía y Población: Movimiento Natural de la Población del INE. Como ya se ha mencionado, el año más reciente del que el INE dispone de información sobre la esperanza de vida al nacer en las diferentes regiones es 1998 (Demografía y Población: Indicadores Demográficos Básicos)

Probabilidades de supervivencia

El cálculo de la tasa de supervivencia de 1998 se realizó del siguiente modo. El INE ofrece información sobre el número de personas de la cohorte inicial de 100.000 que sobreviven a la edad exacta que marca el comienzo de cada uno de los intervalos considerados (Demografía y Población: Tasas de Mortalidad) para el año 1998-1999. La información está disponible para la edades de 1 año, 5 años y a partir de esta edad a intervalos de cinco años hasta alcanzar la edad de 85 años (10, 15, 20,y 85). Partiendo de esta información es inmediata la obtención de las tasas de supervivencia para dichas edades. Para los años de los que no se tiene de información se aplican los siguientes supuestos simplificadores:

$S(t,t-1) = S(t+1,t)$, para $2 \leq t \leq 4$ y posteriores años comprendidos en los intervalos delimitados por los años de los que sí se dispone de información (5, 10, 15.....y 85).

$$\begin{aligned} S(t,85) &= e^{-\beta(t-85)} && \text{para } 85 \leq t \leq 120; \\ S(t+1,t) &= 0 && \text{para } t > 120 \end{aligned}$$

Con la información disponible se reconstruye toda la distribución de supervivencia.

$$\begin{aligned} S(t,t-1) &= \sqrt[4]{S(5,1)}, && \text{para } 2 \leq t \leq 4; \\ S(t,t-1) &= \sqrt[3]{S(10,5)} && \text{para } 6 \leq t \leq 9; \\ & \cdot && \\ S(t,t-1) &= \sqrt[5]{S(85,80)} && \text{para } 81 \leq t \leq 84; \\ S(t,t-1) &= \frac{S(t+1,85)}{S(t,85)} && \text{para } 85 \leq t \leq 120; \\ S(t+1,t) &= 0 && \text{para } t > 120; \end{aligned}$$

donde $S(t,85)$ para $t > 85$ es obtenido de $S(t,85) = e^{-\beta(t-85)}$ y $\beta = \frac{1}{E_{85}}$ (de la integración de $S(t,85)$ de 85 a ∞).

Los supuestos adoptados no están muy alejados de la realidad y permiten aprovechar la información disponible en toda su potencialidad.

No se dispone de información alguna que permita calcular la tasa de supervivencia regional para el año 1961. Esto obliga a realizar una imputación para este año basada en los resultados obtenidos para 1998. Para el caso se utiliza la relación entre los valores de las esperanzas de vida al nacer en los años 1961 y 1998.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de crédito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence?
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa
Marta Rahona López
- 216/2005 The valuation of spanish ipos: efficiency analysis
Susana Álvarez Otero
- 217/2005 On the generation of a regular multi-input multi-output technology using parametric output distance functions
Sergio Perelman and Daniel Santin
- 218/2005 La gobernanza de los procesos parlamentarios: la organización industrial del congreso de los diputados en España
Gonzalo Caballero Miguez
- 219/2005 Determinants of bank market structure: Efficiency and political economy variables
Francisco González
- 220/2005 Agresividad de las órdenes introducidas en el mercado español: estrategias, determinantes y medidas de performance
David Abad Díaz

- 221/2005 Tendencia post-anuncio de resultados contables: evidencia para el mercado español
Carlos Forner Rodríguez, Joaquín Marhuenda Fructuoso y Sonia Sanabria García
- 222/2005 Human capital accumulation and geography: empirical evidence in the European Union
Jesús López-Rodríguez, J. Andrés Faña y Jose Lopez Rodríguez
- 223/2005 Auditors' Forecasting in Going Concern Decisions: Framing, Confidence and Information Processing
Waymond Rodgers and Andrés Guiral
- 224/2005 The effect of Structural Fund spending on the Galician region: an assessment of the 1994-1999 and 2000-2006 Galician CSFs
José Ramón Cancelo de la Torre, J. Andrés Faña and Jesús López-Rodríguez
- 225/2005 The effects of ownership structure and board composition on the audit committee activity: Spanish evidence
Carlos Fernández Méndez and Rubén Arrondo García
- 226/2005 Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan loss provisions
Ana Rosa Fonseca and Francisco González
- 227/2005 Incumplimiento fiscal en el irpf (1993-2000): un análisis de sus factores determinantes
Alejandro Estellér Moré
- 228/2005 Region versus Industry effects: volatility transmission
Pilar Soriano Felipe and Francisco J. Climent Diranzo
- 229/2005 Concurrent Engineering: The Moderating Effect Of Uncertainty On New Product Development Success
Daniel Vázquez-Bustelo and Sandra Valle
- 230/2005 On zero lower bound traps: a framework for the analysis of monetary policy in the 'age' of central banks
Alfonso Palacio-Vera
- 231/2005 Reconciling Sustainability and Discounting in Cost Benefit Analysis: a methodological proposal
M. Carmen Almansa Sáez and Javier Calatrava Requena
- 232/2005 Can The Excess Of Liquidity Affect The Effectiveness Of The European Monetary Policy?
Santiago Carbó Valverde and Rafael López del Paso
- 233/2005 Inheritance Taxes In The Eu Fiscal Systems: The Present Situation And Future Perspectives.
Miguel Angel Barberán Lahuerta
- 234/2006 Bank Ownership And Informativeness Of Earnings.
V́ctor M. González
- 235/2006 Developing A Predictive Method: A Comparative Study Of The Partial Least Squares Vs Maximum Likelihood Techniques.
Waymond Rodgers, Paul Pavlou and Andres Guiral.
- 236/2006 Using Compromise Programming for Macroeconomic Policy Making in a General Equilibrium Framework: Theory and Application to the Spanish Economy.
Francisco J. André, M. Alejandro Cardenete y Carlos Romero.

- 237/2006 Bank Market Power And Sme Financing Constraints.
Santiago Carbó-Valverde, Francisco Rodríguez-Fernández y Gregory F. Udell.
- 238/2006 Trade Effects Of Monetary Agreements: Evidence For Oecd Countries.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano.
- 239/2006 The Quality Of Institutions: A Genetic Programming Approach.
Marcos Álvarez-Díaz y Gonzalo Caballero Miguez.
- 240/2006 La interacción entre el éxito competitivo y las condiciones del mercado doméstico como determinantes de la decisión de exportación en las Pymes.
Francisco García Pérez.
- 241/2006 Una estimación de la depreciación del capital humano por sectores, por ocupación y en el tiempo.
Inés P. Murillo.
- 242/2006 Consumption And Leisure Externalities, Economic Growth And Equilibrium Efficiency.
Manuel A. Gómez.
- 243/2006 Measuring efficiency in education: an analysis of different approaches for incorporating non-discretionary inputs.
Jose Manuel Cordero-Ferrera, Francisco Pedraja-Chaparro y Javier Salinas-Jiménez
- 244/2006 Did The European Exchange-Rate Mechanism Contribute To The Integration Of Peripheral Countries?.
Salvador Gil-Pareja, Rafael Llorca-Vivero y José Antonio Martínez-Serrano
- 245/2006 Intergenerational Health Mobility: An Empirical Approach Based On The Echp.
Marta Pascual and David Cantarero
- 246/2006 Measurement and analysis of the Spanish Stock Exchange using the Lyapunov exponent with digital technology.
Salvador Rojí Ferrari and Ana Gonzalez Marcos
- 247/2006 Testing For Structural Breaks In Variance With additive Outliers And Measurement Errors.
Paulo M.M. Rodrigues and Antonio Rubia
- 248/2006 The Cost Of Market Power In Banking: Social Welfare Loss Vs. Cost Inefficiency.
Joaquín Maudos and Juan Fernández de Guevara
- 249/2006 Elasticidades de largo plazo de la demanda de vivienda: evidencia para España (1885-2000).
Desiderio Romero Jordán, José Félix Sanz Sanz y César Pérez López
- 250/2006 Regional Income Disparities in Europe: What role for location?.
Jesús López-Rodríguez and J. Andrés Faña
- 251/2006 Funciones abreviadas de bienestar social: Una forma sencilla de simultanear la medición de la eficiencia y la equidad de las políticas de gasto público.
Nuria Badenes Plá y Daniel Santín González
- 252/2006 "The momentum effect in the Spanish stock market: Omitted risk factors or investor behaviour?".
Luis Muga and Rafael Santamaría
- 253/2006 Dinámica de precios en el mercado español de gasolina: un equilibrio de colusión tácita.
Jordi Perdiguero García

254/2006

Desigualdad regional en España: renta permanente versus renta corriente.

José M.Pastor, Empar Pons y Lorenzo Serrano