

CONVERGENCIA REGIONAL DE LAS DISTRIBUCIONES PERSONALES DE LA RENTA EN ESPAÑA (1990-2003)

ISMAEL AHAMDANECH ZARCO

Instituto Nacional de Estadística (I.N.E.)

CARMELO GARCÍA PÉREZ

Universidad de Alcalá

MERCEDES PRIETO ALAIZ

Universidad de Valladolid

Generalmente, el análisis de la convergencia entre países o regiones se suele llevar a cabo comparando el valor medio de las distribuciones de determinadas variables, como el PIB o la renta disponible expresadas en términos per capita. Sin embargo, este tipo de estudios, directamente relacionado con el nivel de bienestar en una sociedad, ofrece una visión parcial del fenómeno de la convergencia, puesto que no tiene en cuenta las disparidades dentro de las regiones o países. La metodología empleada en este artículo permite complementar el enfoque tradicional, considerando simultáneamente aspectos relacionados con criterios tanto de eficiencia como de equidad en cada región. En concreto, se contrasta la dominancia estocástica de primer y segundo orden para analizar la convergencia de las Comunidades Autónomas con datos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 y de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2004.

Palabras clave: convergencia, bienestar, dominancia estocástica.

Clasificación JEL: R13, D31, I31.

Uno de los resultados más concluyentes sobre el análisis de la convergencia en España es que las disparidades entre las regiones se redujeron hasta mediados o finales de los setenta, iniciándose entonces un periodo de estancamiento en la consecución de la convergencia, que continúa hasta el momento [Raymond (2002); Goerlich, Mas y Pérez (2002); De la Fuente (2002) y Villaverde (2007)].

Tanto las estadísticas oficiales, como la mayoría de la literatura sobre el tema basan esta evidencia en la comparación de los niveles medios de las distribuciones de determinadas variables, como el PIB o la renta disponible, expresadas en términos per capita, analizando, consecuentemente, la evolución de los principales agregados macroeconómicos.

En general, los estudios de convergencia regional adquieren una dimensión especial por su relación directa con el nivel de bienestar, sobre todo, en el caso de que la variable analizada sea la renta disponible per capita. Dentro de este contexto, los estudios que se fundamentan en las discrepancias regionales de los valores medios, aún resultando muy interesantes, pueden estar ofreciendo una visión parcial sobre el fenómeno de la convergencia, puesto que no tienen en cuenta las diferencias que se producen dentro de cada región.

En efecto, si lo que se trata de medir es el acercamiento entre las distintas regiones en cuanto a bienestar económico, y puesto que es comúnmente aceptado que un elevado grado de desigualdad económica merma este bienestar, la convergencia ha de ser estudiada desde un punto de vista más amplio, incluyendo los aspectos de la evolución no sólo de la eficiencia (renta media) de las economías, sino también de la equidad (desigualdad) de las mismas. Por tanto, el concepto de bienestar que se utilizará para el análisis de convergencia es el asociado a una distribución personal de la renta, $x=(x_1, x_2, \dots, x_n)$, sintetizado en una función de bienestar social, W . Dicha función contiene los juicios éticos relevantes a la hora de valorar las distribuciones de renta, dentro del enfoque desarrollado a partir de los trabajos de Kolm (1969), Atkinson (1970), Dasgupta, Sen y Starret (1973) y Rothschild y Stiglitz (1973), entre otros¹.

Desde esta perspectiva, este trabajo intenta completar el enfoque tradicional de la convergencia, estudiando las diferencias regionales en el comportamiento global de la distribución de la renta disponible per capita con una metodología similar a la desarrollada por Bishop, Formby y Thistle (1989) y Beach *et al.* (1994), que ha sido aplicada al caso español por Del Río y Ruiz Castillo (1996)². En concreto, se estudiará si ha existido convergencia en el bienestar económico de las Comunidades Autónomas españolas, utilizando técnicas de dominancia estocástica de primer y segundo orden sobre las distribuciones regionales de la renta per capita, procedentes de la Encuesta Continua de Presupuesto Familiares (EPF) de 1990-91 y de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2004 (ECV).

Este enfoque permite ordenar el bienestar de las distintas distribuciones con un limitado y explícito conjunto de juicios de valor ampliamente aceptados. En tal ordenación, se utilizan técnicas de inferencia estadística; de esta forma, los movimientos de aproximación o distanciamiento entre comunidades se presentarán provistos de una medida de su grado de significación estadística, circunstancia que no es contemplada por la mayor parte de trabajos sobre convergencia en el bienestar.

(1) Además de este enfoque de medición, existe otra perspectiva que destaca la naturaleza multidimensional del bienestar, tal y como señalan Kolm (1977), Sen (1977) y Atkinson y Bourguignon (1982). A pesar del amplio consenso existente sobre el carácter multidimensional del bienestar, la implementación empírica de este enfoque entraña importantes dificultades, entre otras, las relativas al número de dimensiones que hay que considerar y la forma de agregar los indicadores [Hirschberg, Maasoumi y Slotte (2001)].

(2) Los mencionados autores utilizan técnicas inferenciales de dominancia estocástica de primer y de segundo orden y dominancia de Lorenz para comparar las distribuciones personales de gastos obtenidas a partir de las EPF de 1980-81 y 1990-91, estableciendo subgrupos definidos por el tamaño del hogar.

Para los casos en los que los resultados de dominancia estocástica no sean concluyentes (imposibilidad de comparación por cortes o dominancias débiles), se estudiarán los movimientos a la convergencia mediante la significación estadística de las diferencias entre las estimaciones del índice de bienestar de Sen (1976).

La estructura de este artículo es la siguiente. En la sección 2, se destacan algunos de los resultados más relevantes sobre las disparidades regionales dentro de la metodología tradicional basada en datos macroeconómicos y dentro de la perspectiva distributiva basada en datos microeconómicos. En la sección 3, se motiva el uso de la dominancia estocástica de primer y segundo orden en un contexto de convergencia y se describe la estrategia para contrastar estadísticamente la hipótesis de convergencia. La sección 4 está dedicada a presentar los resultados sobre la convergencia y, en la última sección, se resumen las principales conclusiones obtenidas en el estudio.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA MÁS RELEVANTE SOBRE EL PROCESO DE CONVERGENCIA/DIVERGENCIA REGIONAL EN ESPAÑA

Los trabajos sobre los procesos de convergencia/divergencia se basan en el análisis de una variable que refleje la posición económica de la región y que llamaremos renta en términos generales³. Su distribución en una población de tamaño n dividida en H regiones se puede representar como:

$$\underbrace{x_{11}, \dots, x_{n_1 1}, \dots}_{\text{Región 1}}, \dots, \underbrace{x_{1h}, \dots, x_{n_h 1}, \dots}_{\text{Región } h}, \dots, \underbrace{x_{1H}, \dots, x_{n_H H}}_{\text{Región } H}$$

donde x_{ih} representa la renta del individuo i -ésimo en la región h -ésima y n_h el tamaño de la población de la región h -ésima. En este contexto, Milanovic (2005) señala que las diferencias entre regiones o países se pueden analizar desde tres ópticas distintas⁴.

En primer lugar, examinando la dispersión de la distribución de las rentas medias regionales, es decir, analizando la dispersión de la siguiente distribución:

$$\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_h, \dots, \bar{x}_H$$

La convergencia beta y sigma con indicadores simples [Barro y Sala i Martin (1991 y 1992)] o la metodología de Quah (1996) adoptan esta primera perspectiva, utilizando datos procedentes de la Contabilidad Nacional. Una revisión amplia de este tipo de estudios se puede encontrar en De la Fuente (1996) y Goerlich y Mas (2001). Alguno de los trabajos pioneros sobre convergencia beta y sigma,

(3) Existen otras aproximaciones para el análisis de la convergencia regional basadas, por ejemplo, en el enfoque de la frontera de producción que están relacionadas con el análisis de la productividad total de los factores. En este enfoque destacan los trabajos de Maudos, Pastor y Serrano (1998), Pedraja, Salinas y Salinas (2002) y María Dolores (2004), entre otros.

(4) La utilización de los tres tipos de metodologías no resultan excluyentes, por lo que algunos trabajos aparecen citados en varios de los enfoques, por ejemplo, Goerlich, Mas y Pérez (2002).

para el caso español, son los de De la Fuente *et al.* (1994), Dolado, González-Páramo y Roldán (1994), Mas *et al.* (1994), Raymond y García (1994) y Esteban (1994 y 1996); o, más recientemente los de Raymond (2002), María-Dolores y Solanes (2002), Goerlich, Mas y Pérez (2002) o Villaverde (2007). Dentro del enfoque propuesto por Quah (1996), pueden citarse los trabajos de Gardeazabal (1996), Lamo (2000) y Tortosa-Ausina *et al.* (2005). La conclusión más unánime de los trabajos desarrollados bajo esta primera perspectiva es la existencia de convergencia entre las Comunidades Autónomas y provincias hasta mediados o finales de los setenta, desde donde se inicia un proceso de estancamiento.

La segunda forma que considera Milanovic (2005) para analizar las disparidades consiste en considerar que todos los individuos de la misma región comparten la misma posición económica. Esta posición se encuentra determinada por la renta media de la región, es decir, se trataría de analizar la dispersión de esta otra distribución:

$$\underbrace{\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_1}_{n_1}, \dots, \underbrace{\bar{x}_h, \dots, \bar{x}_h}_{n_h}, \dots, \underbrace{\bar{x}_H, \dots, \bar{x}_H}_{n_H}$$

Esta segunda estrategia concuerda con el análisis de la convergencia sigma mediante indicadores ponderados realizado por Goerlich y Mas (2001) y Goerlich, Mas y Pérez (2002) o con el llevado a cabo por Goerlich (2003) utilizando la metodología de Quah (1996).

Cualquiera de estas dos formas de analizar las desigualdades entre regiones subestima las disparidades que se dan entre las regiones, ya que no tiene en cuenta las diferencias que se dan dentro de cada región. Precisamente, el tercer planteamiento que sugiere Milanovic es considerar las discrepancias no sólo entre las medias de las regiones, sino también entre las personas que habitan dichas regiones. Este tipo de trabajos, a diferencia de los dos enfoques anteriores, se apoya en encuestas de hogares. Entre los primeros trabajos que analizan las diferencias regionales combinando criterios de eficiencia y desigualdad a nivel regional están los de Ruiz Castillo (1995) y Callealta, Casas y Núñez (1996). Más recientemente, Goerlich, Mas y Pérez (2002), Ayala, Jurado y Pedraja (2006) y Villar (2006) han presentado aportaciones en esta línea de trabajo.

La metodología que se va aplicar en este trabajo se encuentra dentro de este tercer posicionamiento y se fundamenta en los conceptos de dominancia estocástica de primer y segundo orden. Estos conceptos se definen a continuación, mostrándose su relación con el bienestar económico.

2. DOMINANCIAS ESTOCÁSTICA Y CONVERGENCIA REGIONAL

En esta sección, se destacan los aspectos más importantes de la metodología utilizada para el análisis de la convergencia regional basada en los conceptos de dominancia estocástica de primer y segundo orden y en comparaciones de índices de Sen.

Sea F^a la función de distribución de la renta de la región A y $X^a(p) = \inf\{x: F^a(x) \geq p\}$, $p \in [0,1]$, la función inversa de F^a o función cuantil. La región A domina en rango (*rank dominance*) a la región B , situación que notamos como $X^a >_R$

X^b , si y sólo si $X^a(p) \geq X^b(p)$ para todo $p \in [0,1]$ con al menos una desigualdad estricta. La dominancia en rango es equivalente al concepto estadístico de dominancia estocástica de primer orden. La relación entre la dominancia en rango y las ordenaciones de bienestar, se deduce a partir de los trabajos de Saposnik (1981, 1983); dicho autor demuestra que $X^a >_R X^b \Leftrightarrow w(X^a) > w(X^b)$, $\forall w \in W_p$, siendo W_p cualquier función de bienestar creciente en la renta y que cumple el principio de anonimato de rentas.

En términos más gráficos, la dominancia en primer orden equivale a comparar la altura de los integrantes del “desfile de gigantes y enanos” de Pen (1971). Dicho desfile estaría compuesto por los individuos de una región ordenados por alturas, cada una de las cuales es proporcional a su renta. Si se pudiera tomar una foto fija de dicho desfile, ésta representaría una imagen visual muy clara de la distribución de la renta de dicha región. Así, la distribución de la renta de la región A domina a la de otra región B si las alturas de los enanos y los gigantes del desfile de A son mayores que las de los integrantes del desfile de B . Dicho de otro modo, si la función cuantil de la distribución del ingreso de la región A está por encima de la de la región B , podemos decir que la distribución de A lleva asociada un mayor bienestar económico que la distribución de B .

Partiendo de una situación de dominancia, si se llega a la igualdad de funciones cuantiles, $X^a(p) = X^b(p)$ para todo $p \in [0,1]$, ambas regiones habrán alcanzado la convergencia plena y tendrán, por tanto, el mismo nivel de bienestar económico, introduciendo únicamente los supuestos ya especificados sobre W_p .

Tal como señalan Bishop, Formby y Thistle (1992), el concepto estadístico de dominancia de segundo orden es equivalente, en el contexto de las ordenaciones de bienestar, a la dominancia establecida entre las curvas de Lorenz Generalizadas, $G(p)$, construidas escalando la curva de Lorenz por la renta media de la distribución (μ)⁵. Por tanto, la región A domina en segundo orden (o en Lorenz Generalizada) a la región B , situación que notamos como $X^a >_G X^b$, si $G^a(p) \geq G^b(p)$ para todo p , con al menos una desigualdad estricta. Si se define W_s como una clase de funciones de bienestar crecientes y S -cóncavas⁶, Shorrocks (1983) prueba que $X^a >_G X^b \Leftrightarrow w(X^a) \geq w(X^b)$, $\forall w \in W_s$. Así pues, la dominancia estocástica de segundo orden o dominancia de Lorenz Generalizada introduce, además del criterio de eficiencia (a mayor renta, mayor bienestar), un criterio de equidad a través del Principio de Transferencias de Pigou-Dalton.

Con el objeto de aportar una idea más intuitiva del concepto de dominancia de Lorenz Generalizada, tal y como se hizo en el caso de la dominancia de primer orden, podemos decir que si la curva de Lorenz Generalizada de la distribución de la región A está por encima (domina) de la de la región B , el bienestar económico asociado a la distribución de la región A es superior a aquel asociado a la distribución de la región B .

(5) La curva de Lorenz Generalizada tendrá como valor máximo la renta media, en $p=1$; la desigualdad vendrá reflejada por su curvatura.

(6) Dasgupta, Sen y Starret (1973) muestran que la propiedad de S -concavidad es suficiente para introducir el principio de Pigou-Dalton.

La convergencia en bienestar de segundo orden, dados los supuestos sobre la clase de funciones de bienestar W_s , se obtendrá cuando $G^a(p) = G^b(p)$ para todo p .

La relación entre dominancia de primer y segundo orden se deduce directamente del hecho de que W_s es un subconjunto de W_p ; por tanto, si existe dominancia de primer orden, también existirá dominancia de segundo orden.

Como se comprueba, la teoría de la dominancia estocástica hace uso de un conjunto muy reducido de juicios de valor (introducidos en W_s y W_p), siendo además éstos explícitos y comúnmente aceptados. Es, por tanto, una metodología potente que proporciona resultados y ordenaciones que evitan el problema de la multiplicidad de índices [Bishop y Formby (1994)].

La aplicación de los conceptos de dominancia estocástica al estudio de la convergencia en bienestar supone considerar que la convergencia, en primer o segundo orden, será completa cuando no existan diferencias significativas en las ordenadas de las funciones que se comparan (funciones cuantil o curvas de Lorenz Generalizadas). Un proceso de convergencia se produce, por tanto, cuando el número de ordenadas estadísticamente significativas de las funciones comparadas decrece a lo largo del tiempo [Bishop Formby y Thistle (1992)].

2.1. Inferencia estadística y dominancia estocástica

Dado que habitualmente disponemos únicamente de datos muestrales, la utilización de técnicas de inferencia estadística en los estudios de dominancia estocástica tiene un interés crucial para la valoración de la significación de las diferencias entre las ordenadas de las curvas que se comparan. Así, por ejemplo, algunos cortes observados entre funciones cuantil o curvas de Lorenz Generalizadas, que impiden comparar bienestar, pueden deberse a errores de muestreo y no ser, por tanto, estadísticamente significativos. Puede ocurrir también que, considerando únicamente estimaciones puntuales, se detecten dominancias por la existencia de pequeñas diferencias entre todas y cada una de las ordenadas de las dos curvas que se compararan, diferencias que pueden no ser significativas cuando se someten a contrastes de hipótesis.

En este sentido, se plantean varios contrastes para estudiar qué diferencias entre las correspondientes ordenadas de las curvas son significativas. Beach y Davidson (1983) derivan la matriz de varianzas y covarianzas de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada⁷ (Π). Estos autores prueban que el vector de ordenadas generalizadas de Lorenz $\hat{G} = (\hat{G}_1, \hat{G}_2, \dots, \mu)$ es asintóticamente normal pues $\sqrt{n}(\hat{G} - G)$ tiene como límite una distribución normal K variante, de media cero y matriz de varianzas y covarianzas Π , donde n es el tamaño muestral. A partir de dicha distribución, Bishop, Formby y Thistle (1989) sugieren la utilización de

(7) Para ganar en claridad expositiva, comenzamos presentando los test de dominancia de segundo orden [Beach y Davidson (1983)] ya que, a partir de su distribución asintótica, se deduce la expresión de la distribución asintótica de los contrastes de dominancia de primer orden [Beach *et al.* (1994)].

contrastes estadísticos para comparar pares de ordenadas de la curva de Lorenz generalizada, cuyas hipótesis nula y alternativa son:

$$H_{0,i} : G_i^a = G_i^b \text{ y } H_{A,i} : G_i^a \neq G_i^b \quad \forall i = 1, 2, \dots, K$$

donde G_i^a y G_i^b son las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada para cada i de las regiones A y B respectivamente. El test estadístico para el elemento i -ésimo de los vectores G^a y G^b será:

$$T_{G_i} = \frac{\hat{G}_i^a - \hat{G}_i^b}{\left[\left(\frac{\hat{\varpi}_{ii}^a}{n_a} \right) + \left(\frac{\hat{\varpi}_{ii}^b}{n_b} \right) \right]^{1/2}} \quad i = 1, 2, \dots, K$$

donde $\hat{\varpi}$ es el estimador de los elementos de Π , cuya fórmula es obtenida en Beach y Davidson (1983). Bajo la hipótesis nula T_{G_i} es asintóticamente normal. Los valores críticos para el test se obtienen a partir de la distribución del módulo máximo estudentizado [Stoline y Ury (1979)] que tiene en cuenta la correlación entre variables.

Es importante destacar que la hipótesis alternativa se puede contemplar como una hipótesis doble: $H_{A_i}^+ : G_i^a > G_i^b$ y $H_{A_i}^- : G_i^a < G_i^b$. Así, si se rechaza la hipótesis nula, pueden presentarse tres posibles resultados:

- Dominancia fuerte, si para todos los cuantiles $G_i^a > G_i^b$.
- Dominancia débil, si para algunos cuantiles $G_i^a > G_i^b$ y para otros $G_i^a = G_i^b$.
- Corte de las curvas de Lorenz generalizadas, si para algunos cuantiles $G_i^a > G_i^b$ y para otros $G_i^a < G_i^b$. En este caso no puede ordenarse el bienestar asociado a cada una de las distribuciones de renta utilizando el criterio de la dominancia de segundo orden.

Cabe destacar que para el análisis de convergencia que nos ocupa, es especialmente relevante el caso en que no puede rechazarse la hipótesis nula en conjunto. En efecto, si en un período una distribución domina a otra o bien ambas distribuciones no son comparables, y en el siguiente período analizado se llega a la conclusión de que la hipótesis nula en conjunto no se puede rechazar, entonces habrá habido convergencia entre las regiones estudiadas.

El caso de la dominancia de primer orden se puede considerar como una extensión de lo visto en el caso de la dominancia de segundo orden. Beach *et al.* (1994) proporcionan la matriz de varianzas y covarianzas para este caso. El vector de las K medias de los intervalos entre cuantiles $\hat{\mu} = (\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2, \dots, \hat{\mu}_{K+1})'$ es una transformación lineal de \hat{G} , por lo que $\hat{\mu}$ es asintóticamente normal [Rao (1973)]. A partir de estas varianzas, se puede realizar un test sobre K sub-hipótesis, similares a las anteriormente consideradas, utilizando el estadístico:

$$T_{\mu_i} = \frac{\hat{\mu}_i^a - \hat{\mu}_i^b}{\left[\left(\frac{\text{Var}(\hat{\mu}_i^a)}{n_a} \right) + \left(\frac{\text{Var}(\hat{\mu}_i^b)}{n_b} \right) \right]^{1/2}} \quad i = 1, 2, \dots, K$$

Los valores críticos están también determinados por la distribución del módulo máximo estudentizado y la interpretación de los tests es análoga a la del caso de la dominancia de segundo orden.

2.2. Índice de bienestar de Sen

Como hemos comentado anteriormente, a partir de la dominancia de primer orden se podrían producir situaciones en las que las distribuciones no fueran comparables en términos de bienestar. Incorporando nuevos juicios de valor en la función de bienestar, se podía llegar a resultados significativos a partir de la dominancia estocástica de segundo orden. Sin embargo, de nuevo, en el caso de que las curvas de Lorenz Generalizadas se corten, no se pueden extraer resultados concluyentes sobre el nivel de bienestar. Por otra parte, al utilizar inferencia, las ordenaciones deducidas a partir de dominancias débiles pueden ser poco concluyentes cuando están basadas, por ejemplo, en la existencia de una única diferencia significativa en las ordenadas de las curvas que se comparan. Así pues, en estos casos, resulta interesante completar la información que producen los resultados de la dominancia estocástica, mediante algún índice de bienestar que proporciona una ordenación completa de las distribuciones.

En este estudio, se utilizará el índice de bienestar de Sen (1976) que, entre otras propiedades⁸, es coherente con la ordenación establecida por la curva de Lorenz Generalizada. El índice de bienestar de Sen se define como:

$$I_{Sen} = \mu(1 - I_G)$$

donde μ es la renta media y I_G es el índice de Gini. El índice de Sen guarda una estrecha relación con la curva de Lorenz Generalizada, puesto que es el doble del área bajo dicha curva [Bishop, Chakrabarti y Thistle (1990)] y se puede expresar como

$$I_{Sen} = \sum_{k=1}^{K+1} a_k G_k$$

donde $a_k = 2/(k+1)$, para $k=1, 2, \dots, K$ y $a_{K+1} = 1/(K+1)$.

Con una muestra de tamaño n , el índice de Sen se puede estimar, de forma consistente, sustituyendo las ordenadas de las curvas de Lorenz Generalizadas por sus correspondientes valores muestrales. Bishop, Chakrabarti y Thistle (1990) proporcionan la distribución asintótica de este estimador:

$$\sqrt{n}(\hat{I}_{Sen} - I_{Sen}) \xrightarrow{a} N(0, Var(\hat{I}_{Sen}))$$

donde \hat{I}_{Sen} es el estimador del índice de Sen y $Var(\hat{I}_{Sen}) = \sum_{i=1}^{K+1} \sum_{j=1}^{K+1} a_i a_j \omega_{ij}$, siendo los ω_{ij} los elementos de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de las ordenadas de la curva de Lorenz Generalizada [Beach y Davidson (1983)].

(8) Dutta y Esteban (1992) proponen una serie de axiomas que deberían cumplir los índices de bienestar.

Consecuentemente, si tenemos dos muestras independientes de n_a y n_b observaciones, se puede contrastar la hipótesis nula de igualdad de los índices de Sen en las dos distribuciones, basándonos en el siguiente estadístico de contraste,

$$T_{I_{Sen}} = \frac{\hat{I}_{Sen}^a - \hat{I}_{Sen}^b}{\left[\left(\frac{Var(\hat{I}_{Sen}^a)}{n_a} \right) + \left(\frac{Var(\hat{I}_{Sen}^b)}{n_b} \right) \right]^{1/2}}$$

que se distribuye asintóticamente como una distribución normal estándar.

3. DECISIONES METODOLÓGICAS Y DATOS UTILIZADOS

En general, como hemos apuntado anteriormente, los estudios de convergencia regional tienen como última razón de ser comprobar si hay discrepancias en el nivel de bienestar. Dentro de este marco de referencia, la utilización de fuentes de datos a nivel microeconómico se convierte en una cuestión fundamental, sobre todo en el caso español. En este trabajo se ha utilizado la última EPF de 1990-91 y la ECV de 2004⁹, cuyos datos se refieren al año 2003. No se ha considerado el uso de las ECPF (Encuesta Continua de Presupuestos Familiares) por el menor detalle y calidad de los datos de renta, debido fundamentalmente al elevado porcentaje de imputaciones de ingresos, siendo ésta nuestra variable de interés¹⁰. Tampoco se ha utilizado el Panel de Hogares de la Unión Europea, porque, como es sabido, no se pueden obtener muestras representativas para Comunidades Autónomas, excepto para el año 1999.

La variable objeto de estudio es la renta disponible del hogar, que incluye los ingresos totales del hogar después de sumar transferencias y deducir los impuestos y contribuciones a la Seguridad Social, por tanto adoptamos un concepto amplio de renta tal y como sugiere Atkinson (1983, págs. 33-60). Posteriormente, la renta disponible del hogar se ha corregido mediante el número de miembros del mismo (variable que denominaremos, indistintamente, renta o renta per capita). La corrección en términos per capita responde al intento de enmarcar el análisis realizado en la literatura sobre convergencia.

Para cada región y para España, se construye una distribución de la renta personal de tal forma que cada hogar recibe una ponderación que considera el número de sus miembros. Consecuentemente, los datos de rentas, procedentes del fichero de hogares de los dos tipos de encuestas, se han ponderado utilizando los pesos correspondientes al hogar debidos al diseño de la encuesta y el número de miembros por hogar¹¹.

(9) Los tamaños muestrales de ambas encuestas son, respectivamente, 21.155 y 14.279 hogares.

(10) Véase García y Prieto (2007).

(11) Ambos pesos han recibido un tratamiento determinista en su incorporación a las estimaciones y cálculos de las técnicas utilizadas en este artículo. Por tanto, ponemos de manifiesto este supuesto subyacente, que se adopta ante la falta de un desarrollo del enfoque introducido por Cowell (1989) en el que las rentas equivalentes y los tamaños poblacionales se consideran como pares de observaciones generados por la distribución de una variable aleatoria bidimensional. Aunque en el campo de la medición de la pobreza este enfoque ha tenido un mayor desarrollo [Thybaert

Para deflactar las rentas del año 2003 y expresarlas en euros constantes del año 1990, se han utilizado las variaciones de los precios para cada comunidad autónoma, según la metodología facilitada por el INE¹².

La obtención de los estadísticos de prueba para los contrastes de dominancia y de comparación de índices de Sen se ha llevado a cabo mediante el software estadístico SAS, utilizando programas específicos diseñados por los autores para este fin.

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS: ¿SE PRODUCE LA CONVERGENCIA?

A continuación, expondremos los resultados más destacables de los contrastes de dominancia estocástica y de igualdad de los índices de bienestar, y las conclusiones que de ellos se deducen sobre el proceso de convergencia regional en España.

En cuanto a los resultados de dominancia estocástica de primer orden en 1990-91, resumidos en el diagrama de Hesse¹³ del gráfico 1, comprobamos que, en primer lugar, existen cuatro regiones que son equivalentes entre sí: Baleares, Madrid, Cataluña y La Rioja. A continuación, dominada por Madrid y Cataluña, aparece Navarra que presenta una distribución equivalente con el País Vasco, Comunidad que sólo es dominada por Madrid. Este grupo de seis Comunidades domina al resto de las regiones. Inmediatamente después se posicionan las Comunidades de Asturias y Aragón, que dominan a la Comunidad Valenciana, Cantabria y Castilla y León, regiones éstas que resultan equivalentes entre sí y con el total nacional, a excepción de la Comunidad Valenciana que presenta un cruce con España, por lo que ambas distribuciones no son comparables¹⁴. Galicia es la siguiente región y domina a Castilla-La Mancha. Tras ellas, aparecen dos regiones sin diferencias estadísticamente significativas, Canarias y Murcia, de las cuales la primera domina a Andalucía. Todas las comunidades dominan a Extremadura, que ocupa la posición más desfavorable. Cabe señalar que, cuando introducimos el criterio de equidad en el análisis a través de la curva de Lorenz Generalizada (gráfico 2), las únicas posiciones que cambian son las de la Comunidad Valenciana y Castilla y León, pasando la primera a dominar débilmente a la segunda. Más robustez se encuentra en las comparaciones de cada Comunidad con respecto al conjunto nacional, ya que todas las regiones ocupan la misma posición, independientemente del tipo de dominancia utilizada.

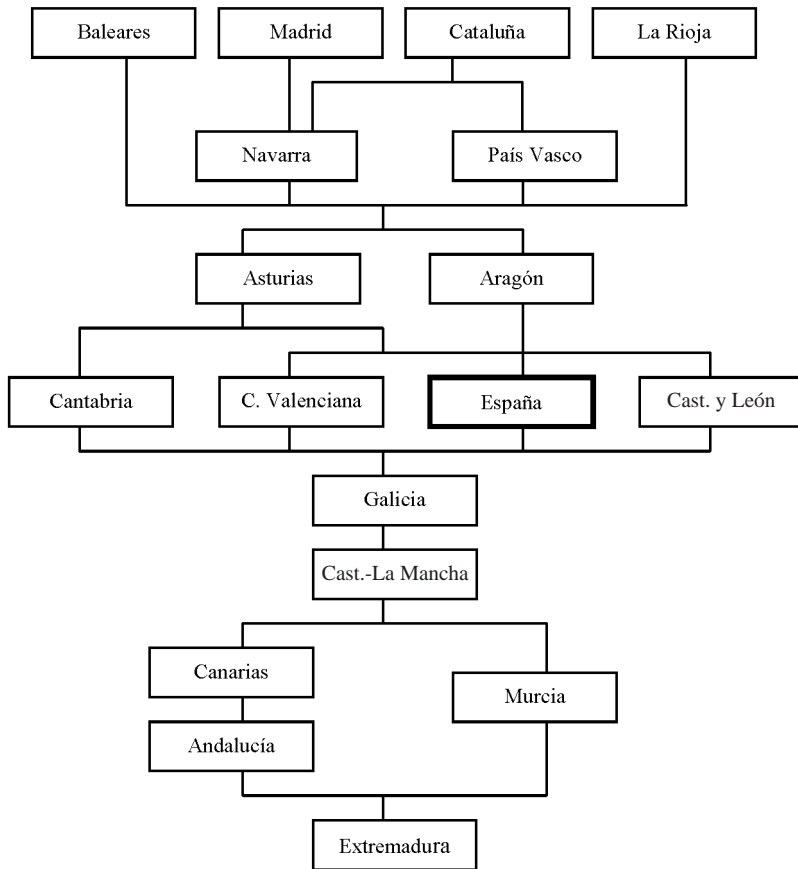
(2008)], la creación de un marco asintótico para la obtención de las distribuciones de los estimadores queda todavía sujeta a la resolución de diferentes problemas relacionados, por ejemplo, con diseños muestrales complejos que hacen uso de la estratificación.

(12) Véase http://www.ine.es/ipc01/metodologia_ipc2001.pdf.

(13) Los diagramas de Hesse representan ordenaciones de las distribuciones en función de su bienestar, de modo que aquellos territorios que ocupan una posición superior presentan un mayor bienestar. La presencia de una línea continua entre las casillas de dos territorios corresponde, por su parte, a una situación en la que los contrastes de dominancia estocástica muestran que el territorio situado en una posición superior domina al otro (pudiendo ser esa dominancia tanto débil como fuerte) y que, por lo tanto, presenta inequívocamente un mayor bienestar. Todas las dominancias se transmiten en sentido descendente.

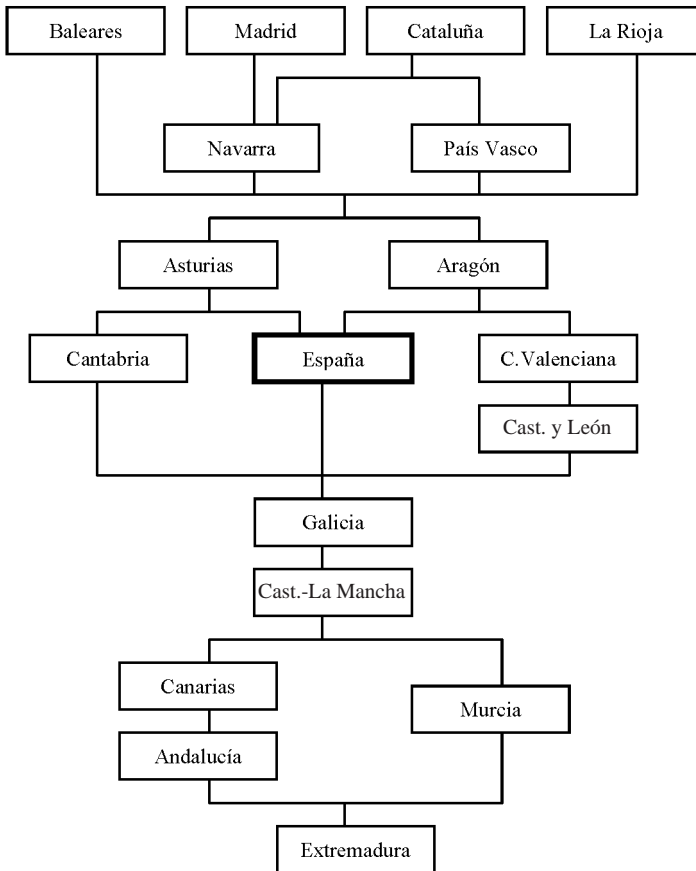
(14) Hay que destacar que es el único corte detectado en las comparaciones de primer y segundo orden.

Gráfico 1: ORDENACIÓN POR DOMINANCIA DE PRIMER ORDEN. AÑO 1990-91



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2: ORDENACIÓN POR DOMINANCIA DE SEGUNDO ORDEN. AÑO 1990-91



Fuente: Elaboración propia.

Un resultado importante de este estudio es que la utilización de inferencia estadística sobre dominancia permite descartar un gran número de cortes entre curvas, que se observarían si no se considerara la variabilidad de las estimaciones. Por ejemplo, en el trabajo de Callealta, Casas y Núñez (1996), que también utilizan el criterio de dominancia estocástica de segundo orden, las comunidades de Aragón, Baleares, Cantabria, Castilla y León, Comunidad Valenciana, Galicia y La Rioja no eran comparables con la situación del conjunto nacional¹⁵. En nuestro caso, sólo la Comunidad Valenciana no es comparable.

(15) Si bien es cierto que, aunque utilizan la renta per cápita, sus datos están previamente corregidos para hacerlos compatibles con la Contabilidad Nacional.

En cualquier caso, para completar el estudio, se han realizado también contrastes de igualdad entre índices de Sen (cuadro 1). Dichos contrastes son relevantes en dos situaciones: en cortes entre curvas y en dominancias débiles de segundo orden¹⁶. El único caso de corte entre curvas, el correspondiente a la Comunidad Valenciana y España, se corresponde con la ausencia de diferencias significativas al comparar sus índices de bienestar. Por otra parte, algunas situaciones en las que se presentan dominancias débiles de segundo orden entre dos Comunidades se corresponden con la ausencia de diferencias entre sus respectivos índices de Sen, por ejemplo, los casos de Baleares y Asturias o de Canarias y Andalucía (cuadro 1). Aún así, las ordenaciones que se establecen con el indicador de Sen son, como cabría esperar, muy similares a las deducidas de la dominancia estocástica, si bien cuentan con un mayor número de igualdades.

En el año 2003 se producen algunos cambios reseñables. Utilizando la dominancia de primer orden (gráfico 3), la región de Madrid pasa a dominar al resto de las comunidades. Aparecen después Aragón, Navarra, Cataluña, País Vasco y Cantabria, regiones que son equivalentes entre sí. Baleares es dominada por Aragón, y Asturias por el País Vasco y Cataluña. Estas siete regiones dominan a la Comunidad Valenciana, La Rioja y España. Tras ellas tenemos a Canarias, Castilla y León y Galicia. Canarias domina a Andalucía y Murcia, mientras que, tanto Castilla y León como Galicia, hacen lo propio con Castilla-La Mancha, la cual, a su vez, aparece por encima de Murcia. Por último, Extremadura es de nuevo dominada por el resto de regiones españolas. Como ocurría con la EPF de 1990-91, la dominancia de segundo orden (gráfico 4) no aporta cambios importantes en las posiciones de las Comunidades Autónomas, manteniéndose la misma ordenación a excepción de una nueva dominancia de Cantabria sobre Baleares.

Consecuentemente, se puede decir, en línea con lo que apuntan Goerlich, Mas y Pérez (2002), que el nivel de bienestar de las regiones está fundamentalmente determinado por la renta familiar disponible en lugar de por la desigualdad, tanto en 1990-91 como en 2003. Sin embargo, la consideración de la desigualdad, aunque no altera las posiciones establecidas por la dominancia estocástica de primer orden, sí produce una profundización de las diferencias regionales en los pares de regiones que ya presentaban dominancias en primer orden. Así, en un tercio de las posibles comparaciones entre pares de regiones, al pasar de dominancia de primer a segundo orden, los resultados de los contrastes muestran cambios de dominancias débiles a fuertes, disminuciones del nivel significación (cuando existían ya dominancias fuertes de primer orden) o aparición de nuevas dominancias, en cualquiera de los dos cortes temporales estudiados. Esto sugiere que, en general, tanto en 1990-91 como en 2003, la relación entre nivel de renta y desigualdad es negativa.

(16) Como ya se ha señalado, los resultados de dominancias débiles pueden deberse a la existencia de diferencias significativas en un número reducido de cuantiles.

Cuadro 1: ESTADÍSTICOS DE PRUEBA Y P-VALORES DE LOS CONTRASTES DE IGUALDAD DE LOS ÍNDICES DE BIENESTAR DE SEN.
AÑO 1990-91

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	C. y L. C-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P. V.
España	*														
Andalucía	-20,939 (0,000)	*													
Aragón	4,154 (0,000)	14,149 (0,000)	*												
Asturias	4,599 (0,000)	11,672 (0,000)	1,519 (0,129)	*											
Baleares	5,706 (0,000)	11,253 (0,000)	3,182 (0,001)	1,722 (0,085)	*										
Canarias	-7,869 (0,000)	1,955 (0,051)	-8,863 (0,000)	-8,554 (0,000)	-8,997 (0,000)	*									
Cantabria	1,095 (0,273)	7,238 (0,000)	1,117 (0,264)	-2,151 (0,031)	-3,498 (0,000)	5,220 (0,000)	*								
Castilla y León	-1,785 (0,074)	13,269 (0,000)	-4,658 (0,000)	-5,042 (0,000)	-6,063 (0,000)	6,190 (0,000)	-1,662 (0,096)	*							
Castilla-La Mancha	-9,862 (0,000)	4,843 (0,000)	-9,503 (0,000)	-8,634 (0,000)	-8,933 (0,189)	1,313 (0,189)	-4,836 (0,000)	-6,666 (0,000)	*						
Cataluña	12,348 (0,000)	21,784 (0,000)	5,918 (0,000)	3,094 (0,002)	0,601 (0,548)	14,448 (0,000)	5,183 (0,000)	11,868 (0,000)	16,419 (0,000)	*					
C. Valenciana	-0,656 (0,512)	12,303 (0,000)	-3,844 (0,000)	-4,484 (0,000)	-5,622 (0,000)	6,339 (0,000)	-1,286 (0,199)	0,677 (0,498)	6,665 (0,000)	-10,587 (0,000)	*				

Cuadro 1: ESTADÍSTICOS DE PRUEBA Y P-VALORES DE LOS CONTRASTES DE IGUALDAD DE LOS ÍNDICES DE BIENESTAR DE SEN. AÑO 1990-91 (continuación)

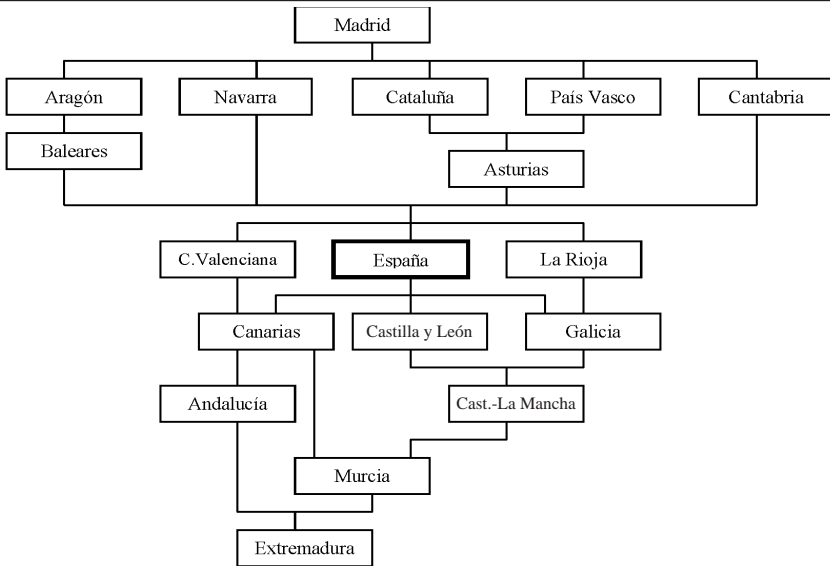
	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C. y L.	C-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Extremadura	-17,236 (0,000)	-4,070 (0,000)	-14,968 (0,000)	-12,970 (0,000)	-12,499 (0,000)	4,541 (0,000)	-8,790 (0,000)	-13,602 (0,000)	-7,351 (0,000)	-21,369 (0,000)	-13,142 (0,000)	*					
Galicia	-4,675 (0,000)	9,002 (0,000)	-6,361 (0,000)	-7,106 (0,000)	-7,106 (0,000)	4,094 (0,000)	-2,877 (0,004)	-2,565 (0,010)	3,708 (0,000)	-13,176 (0,000)	-2,953 (0,003)	10,558 (0,000)	*				
Madrid	8,420 (0,000)	15,336 (0,000)	4,756 (0,000)	2,751 (0,000)	0,651 (0,515)	11,653 (0,000)	4,652 (0,000)	8,637 (0,000)	12,136 (0,000)	0,161 (0,872)	7,959 (0,000)	16,312 (0,000)	9,826 (0,000)	*			
Murcia	-7,428 (0,000)	0,706 (0,480)	-8,620 (0,000)	8,534 (0,000)	-9,047 (0,000)	-0,766 (0,444)	-5,484 (0,000)	-6,145 (0,000)	-2,004 (0,045)	-13,540 (0,000)	-6,317 (0,000)	3,117 (0,002)	-4,385 (0,000)	-11,386 (0,000)	*		
Navarra	4,887 (0,000)	10,674 (0,000)	2,345 (0,019)	0,932 (0,351)	-0,741 (0,459)	8,367 (0,000)	2,804 (0,005)	5,282 (0,000)	8,270 (0,000)	-1,569 (0,117)	4,837 (0,000)	11,975 (0,000)	6,376 (0,000)	-1,503 (0,133)	8,441 (0,000)	*	
País Vasco	9,357 (0,000)	18,592 (0,000)	4,023 (0,000)	1,682 (0,093)	-0,524 (0,600)	12,444 (0,000)	3,911 (0,000)	9,295 (0,000)	13,789 (0,000)	-1,721 (0,085)	8,245 (0,000)	18,803 (0,000)	10,710 (0,000)	-1,508 (0,131)	11,822 (0,000)	0,393 (0,694)	*
La Rioja	5,349 (0,000)	10,742 (0,000)	2,940 (0,003)	1,543 (0,123)	-0,129 (0,897)	8,623 (0,000)	3,302 (0,001)	5,714 (0,000)	8,510 (0,000)	-0,747 (0,455)	5,296 (0,000)	12,000 (0,000)	6,738 (0,000)	-0,782 (0,434)	8,704 (0,000)	0,597 (0,551)	0,352 (0,725)

Nota: Un signo positivo del valor del estadístico de prueba indica que el índice de bienestar de la comunidad de la fila es mayor que el de la comunidad de la columna.

Entre paréntesis aparece el p-valor.

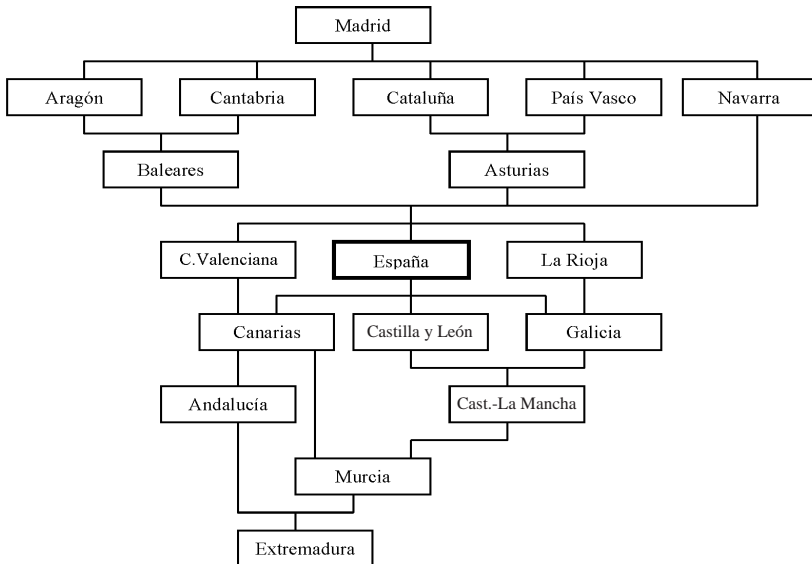
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3: ORDENACIÓN POR DOMINANCIA DE PRIMER ORDEN. AÑO 2003



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4: ORDENACIÓN POR DOMINANCIA DE SEGUNDO ORDEN. AÑO 2003



Fuente: Elaboración propia.

Al igual que ocurría en 1990-91, los contrastes de comparación de índices de Sen del año 2003 (cuadro 2) detectan nuevas equivalencias entre Comunidades que presentaban una dominancia débil de segundo orden. Sin embargo, a pesar de estas equivalencias, las ordenaciones de acuerdo con este índice vuelven a ser muy similares a las que proporciona la dominancia estocástica.

Cuando se comparan los años 1990-91 y 2003, se observa un escaso número de transiciones en cuanto a la posición relativa de las regiones con respecto al conjunto nacional. En efecto, del análisis sólo se desprenden los siguientes cambios entre 1990-91 y 2003, tanto en dominancia de primer como de segundo orden: Cantabria pasa de mostrar igualdad con España a dominarla, presentando por tanto, mayor bienestar económico; la Comunidad Valenciana pasa de no ser comparable con la media nacional a mostrar igualdad con la misma; mientras que Castilla y León, antes sin diferencias con España, aparece dominada por ésta en 2003. Las comparaciones de los índices de Sen de la Comunidad Valenciana con España y de Castilla y León con España presentan igualdades, para algunos niveles de significación, por lo que de acuerdo a este indicador, las situaciones de ambas Comunidades, entre 1990-91 y 2003, no se alterarían. Por último, La Rioja pasa de dominar a España a presentar igualdad con la misma en 2003. Es decir, las ordenaciones de las Comunidades con respecto a España se mantienen bastante estables, no mostrando, en este aspecto, signos de convergencia. Ayala, Pedraja y Jurado (2006) y Villar (2006) llegan a resultados semejantes utilizando fuentes de información, variables e indicadores de bienestar diferentes a los aquí empleados.

Sin embargo, entre 1990-91 y 2003, se observan algunos cambios que merece la pena destacar en cuanto a las comparaciones entre pares de regiones. Tanto con la dominancia de primer orden como de segundo orden, parece haber cierta convergencia entre las regiones que están por encima de la media nacional y entre las que se encuentran por debajo, pero sin existir acercamiento entre ambos grupos. En este sentido Aragón, Navarra, Cataluña, País Vasco y Cantabria, regiones por encima de la media nacional, parecen acercarse en cuanto a su nivel de bienestar económico. Hay otro grupo de regiones, Canarias, Castilla y León y Galicia, que en el año 2003 disfrutaban de un nivel de bienestar semejante. Este hecho queda también corroborado por las comparaciones de los índices de Sen.

Si se examina el número de distribuciones estadísticamente equivalentes (cuadro 3) según la dominancia estocástica de primer y segundo orden, se observa un ligero incremento del número de veces que no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de distribuciones. En 2003 se presentan cinco resultados más de igualdad en primer orden y siete de segundo orden. Esto implica que la introducción del criterio de desigualdad produce una muy ligera reducción de las disparidades regionales. En el caso de las comparaciones entre índices de Sen, el incremento de equivalencias entre 1990-91 y 2003 es todavía menor: se presenta una equivalencia más, con un 5 y un 10% de significación, y cuatro equivalencias más, al 1% de significación.

Por tanto, se puede decir que, entre los dos años considerados se ha producido un proceso de leve acercamiento entre Comunidades, aunque en general, se han mantenido similares posiciones tanto en las ordenaciones de dominancia de

Cuadro 2: ESTADÍSTICOS DE PRUEBA Y P-VALORES DE LOS CONTRASTES DE IGUALDAD DE LOS ÍNDICES DE BIENESTAR DE SEN. AÑO 2003

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C. y L.	C-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P. V.
España	*																
Andalucía	-13,783 (0,000)	*															
Aragón	5,503 (0,000)	11,891 (0,000)	*														
Asturias	4,235 (0,000)	10,759 (0,000)	-0,932 (0,351)	*													
Baleares	3,466 (0,001)	8,770 (0,000)	-0,619 (0,536)	0,178 (0,859)	*												
Canarias	-3,407 (0,001)	4,249 (0,000)	-6,510 (0,000)	-5,558 (0,000)	-4,890 (0,000)	*											
Cantabria	4,831 (0,000)	10,537 (0,000)	0,093 (0,926)	0,947 (0,344)	0,661 (0,508)	6,026 (0,000)	*										
Castilla y León	-2,467 (0,014)	6,324 (0,000)	-6,039 (0,000)	-5,005 (0,000)	-4,327 (0,000)	1,083 (0,279)	-5,520 (0,000)	*									
Castilla-La Mancha	7,000 (0,000)	1,891 (0,059)	-8,949 (0,000)	-7,950 (0,000)	-6,817 (0,000)	-2,169 (0,030)	-8,173 (0,000)	-3,567 (0,000)	*								
Cataluña	8,655 (0,000)	16,056 (0,000)	0,748 (0,454)	1,818 (0,069)	1,298 (0,194)	8,326 (0,000)	0,565 (0,572)	8,101 (0,000)	11,418 (0,000)	*							
C. Valenciana	-0,197 (0,844)	8,526 (0,000)	-4,677 (0,000)	-3,623 (0,000)	-3,174 (0,002)	2,629 (0,009)	-4,287 (0,000)	1,712 (0,087)	5,282 (0,000)	-6,531 (0,000)	*						

Cuadro 2: ESTADÍSTICOS DE PRUEBA Y P-VALORES DE LOS CONTRASTES DE IGUALDAD DE LOS ÍNDICES DE BIENESTAR DE SEN. AÑO 2003 (continuación)

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	Cy L.	C-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Extremadura	-11,931 (0,000)	-2,379 (0,017)	-12,170 (0,000)	-11,177 (0,000)	-9,501 (0,000)	-5,520 (0,000)	-11,075 (0,000)	-7,287 (0,000)	-3,577 (0,000)	-15,237 (0,000)	-9,081 (0,000)	*					
Galicia	-4,325 (0,000)	4,893 (0,000)	-7,210 (0,000)	-6,170 (0,000)	-5,277 (0,000)	-0,077 (0,939)	-6,561 (0,000)	-1,311 (0,190)	2,349 (0,019)	-9,547 (0,000)	-3,074 (0,002)	6,108 (0,000)	*				
Madrid	12,160 (0,000)	18,651 (0,000)	3,591 (0,000)	4,622 (0,000)	3,661 (0,000)	10,941 (0,000)	3,139 (0,002)	10,964 (0,000)	14,018 (0,000)	3,399 (0,001)	9,535 (0,000)	17,637 (0,000)	12,351 (0,000)	*			
Murcia	-7,540 (0,000)	0,323 (0,747)	-9,418 (0,000)	-8,487 (0,000)	-7,400 (0,000)	-3,122 (0,002)	-8,695 (0,000)	-4,469 (0,000)	-1,175 (0,240)	-11,622 (0,000)	-6,038 (0,000)	2,107 (0,035)	-3,363 (0,001)	-14,048 (0,000)	*		
Navarra	4,320 (0,000)	9,689 (0,000)	-0,019 (0,985)	0,793 (0,428)	0,541 (0,589)	5,603 (0,000)	-0,100 (0,920)	5,079 (0,000)	7,599 (0,000)	-0,650 (0,516)	3,911 (0,000)	10,335 (0,000)	6,053 (0,000)	-3,077 (0,002)	8,146 (0,000)	*	
País Vasco	7,893 (0,000)	14,129 (0,000)	1,657 (0,097)	2,600 (0,009)	2,041 (0,041)	8,285 (0,000)	1,423 (0,155)	7,970 (0,000)	10,849 (0,000)	1,146 (0,252)	6,626 (0,000)	14,105 (0,000)	9,172 (0,000)	-1,806 (0,071)	11,188 (0,000)	1,461 (0,144)	*
La Rioja	-0,452 (0,651)	6,074 (0,000)	-4,169 (0,000)	-3,281 (0,001)	-3,008 (0,003)	1,934 (0,053)	-3,933 (0,000)	1,101 (0,271)	4,015 (0,000)	-5,430 (0,000)	-0,268 (0,789)	7,080 (0,000)	2,173 (0,030)	-7,964 (0,000)	4,794 (0,000)	-3,648 (0,000)	-5,793 (0,000)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3: RESUMEN DE RESULTADOS.
CONTRASTES DE DOMINANCIAS ESTOCÁSTICA DE PRIMER Y SEGUNDO ORDEN

	Primer orden		Segundo orden	
	1990-91	2003	1990-91	2003
Ordenaciones	131	125	132	126
Igualdades	20	25	20	27
Cruces de curvas significativos	2	3	1	0

Fuente: Elaboración propia.

primer como de segundo orden. Estos resultados apuntan en la misma dirección que los de los trabajos realizados por Raymond (2002), De la Fuente (2002) o Villaverde (2007) basados en datos macroeconómicos sobre los que aplican la metodología de Barro y Sala i Martín y de Quah. Por consiguiente, en este marco de estancamiento de la convergencia en términos de eficiencia, la evolución de la desigualdad dentro de cada una de las Comunidades Autónomas desde 1990-91 hasta 2003 no ha contribuido, de forma significativa, a una reducción de las disparidades regionales en el nivel de bienestar económico.

5. CONCLUSIONES

La mayoría de la literatura sobre la convergencia entre regiones basa sus estudios en la comparación de los niveles medios de las distribuciones de determinadas variables, entre las que cabe destacar la renta disponible *per capita*. Este tipo de análisis, aún resultando muy interesante, puede estar ofreciendo una visión parcial sobre el fenómeno de la convergencia, puesto que olvida las disparidades que se dan dentro de cada región.

Esta investigación considera tanto criterios de eficiencia como de desigualdad para analizar el proceso de convergencia/divergencia entre regiones. En concreto, nuestro objetivo ha sido contrastar la dominancia estocástica de primer y segundo orden entre las distribuciones regionales de la renta per capita procedentes de la EPF de 1990-91 y de la ECV de 2004, con datos referidos a 2003. La utilización de las técnicas de dominancia estocástica en el análisis de la convergencia en el bienestar permite obtener unos resultados sujetos a pocos juicios de valor, explícitos y ampliamente aceptados; se evita así, por ejemplo, el problema de la multiplicidad de índices. Por otra parte, la incorporación de herramientas inferenciales a las técnicas de dominancia permite obtener una medida de la significación estadística de los resultados obtenidos. En este estudio, la introducción de la inferencia sobre las comparaciones de curvas ha permitido descartar un gran número de cortes de funciones que no resultaban significativos, permitiendo la comparación de todos los pares de Comunidades con la única excepción de España y la Comunidad Valenciana en el período 1990-91.

Otro resultado interesante es que la introducción del criterio de equidad no altera las posiciones de las Comunidades Autónomas en las ordenaciones de la dominancia estocástica de primer orden (criterio de eficiencia) para los dos cortes temporales estudiados. Sin embargo, aunque las posiciones no se alteren, la consideración de la desigualdad intensifica las brechas entre pares de regiones, tanto en 1990-91 como en 2003.

Respecto al proceso de convergencia entre 1990-91 y 2003, se observa que la reducción de las disparidades entre regiones, teniendo en cuenta la dominancia de primer orden, ha sido escasa. Por otra parte, la contribución de la evolución de la desigualdad en cada Comunidad no modifica esta conclusión, tal como revelan los resultados obtenidos en los contrastes de dominancia estocástica de segundo orden y las comparaciones de los índices de Sen. Estos hechos generan cierto inmovilismo en el mapa del bienestar en España, ya que la posición de las regiones con respecto al conjunto nacional apenas cambia desde 1990-91 a 2003. De hecho, la gran mayoría de las regiones que presentaban un nivel de bienestar por encima, por debajo o igual al nivel del conjunto nacional en 1990-91, también lo mostraban en el año 2003.

Finalmente, se comprueba cierta convergencia entre las regiones que están por encima de la media nacional y entre las que se encuentran por debajo, pero sin existir acercamiento entre ambos grupos.

Por tanto, los resultados aquí obtenidos desde el enfoque microeconómico, basado en encuestas de hogares, apoyan la conclusión sobre la existencia de un proceso de estancamiento en la convergencia regional, detectado en los trabajos pertenecientes a enfoques macroeconómicos tradicionales, basados en los agregados de la Contabilidad Nacional. Sin embargo, nuestros resultados profundizan en el conocimiento de la realidad de la convergencia en las distribuciones de rentas en España. En efecto, la introducción de la desigualdad y las técnicas de inferencia estadística en el análisis permiten comparar prácticamente todas las regiones españolas y llegar a conclusiones estadísticamente significativas.

ANEXO

Cuadro A.1: DOMINANCIA ESTOCÁSTICA DE PRIMER Y SEGUNDO ORDEN. RESULTADOS DE LOS CONTRASTES. AÑO 1990-91

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cy L.	C-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
España	*															
Andalucía	-f -f	*														
Aragón	+d +d	+d +f	*													
Asturias	+d +d	+d +f	=	=	*											
Baleares	+d +d	+f +f	+d +d	+d +d	*											
Canarias	-f -f	+d +d	-d -f	-d -f	-f -f	-f -f	*									
Cantabria	=	+d +f	=	-d -d	-d -d	+d +f	=	=								
Castilla y León	=	+f +f	-d -d	-d -d	-d -d	+f +f	=	*								
Castilla-La Mancha	-d -d	+d +d	-d -f	-d -f	-d -d	+d +d	-d -d	-d -d	*							
Cataluña	+f +f	+f +f	+d +d	+d +d	=	+f +f	+d +d	+f +f	+f10 +f	*						
C. Valenciana	XX	+d +f	-d -d	-d -f10	-d -d	+d +f	=	X	+d +f	-f -f5	*					
Extremadura	-f -f	-d -d	-f -f	-d -f	-f -f	-d -d	-d -f	-f -f	-f -f	*						
Galicia	-d -d	+d +f	-f -f10	-d -f	-d -d	+d +d	-d -d	+d +d	-f -f	-d -d	+f5 +f	*				
Madrid	+d +f	+f5 +f	+d +d	+d +d	=	+f5 +f	+d +f10	+d +f	+d +f	=	+f10 +f	+f +f	+f5 +f	*		
Murcia	-d -f	=	-d -f	-d -f	-d -f	=	-d -f5	-d -f	-d -d	-d -f	+d +d	+d +d	-d -d	-d -f	*	
Navarra	+d +f	+d +f	+d +d	+d +d	=	+d +f	+d +d	+f10 +d +f5	-d -d	+d +d	+f +f	+d +d	-d -d	+d +f	*	
País Vasco	+d +f	+f +f	+d +d	+d +d	=	+f +f	+d +d	+d +f	-d -d	+f5 +f5	+f +f	+f +f	=	+d +f	=	*
La Rioja	+d +f	+f10 +f	+d +d	+d +d	=	+f5 +f	+d +d	+d +f5	+d +f	=	+d +d	+f +f	+d +d	+d +f	=	=

Nota: Los resultados de dominancia en primer y segundo orden aparecen, respectivamente, en la primera y segunda posición de cada casilla.

“+”: La Comunidad Autónoma de la fila domina a la de la columna.

“-”: La Comunidad Autónoma de la fila es dominada por la de la columna.

“X”: Las curvas (funciones cuantiles o Lorenz Generalizadas) se cortan.

“d”: Dominancia estocástica “débil”; “f”: Dominancia estocástica “fuerte” al 1% de significación.

“f5” y “f10”: Dominancia estocástica fuerte al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

“=”: Distribuciones estadísticamente equivalentes.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2: DOMINANCIA ESTOCÁSTICA DE PRIMER Y SEGUNDO ORDEN. RESULTADOS DE LOS CONTRASTES. AÑO 2003

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C. y L.	C.-LM.	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P. V.
España	*																
Andalucía	-f -f	*															
Aragón	+d +f	+f5 +f	*														
Asturias	+d +d	+f10 +f	=	*													
Baleares	+d +d	+f5 +f5	-d	-d	*												
Canarias	-d -d	+d +d	-d	-f	-d	-d	*										
Cantabria	+d +f10	+d +f	X	=	X	+d	+d	+f	*								
Castilla y León	-d -d	+d +f	f10 -f	-d	-d	=	=	-d	-f	*							
Castilla-La Mancha	-d -d	=	-d	-f	-d	-f	=	=	-d	-f	-d	-d	*				
Cataluña	+f10 +f	+f +f	=	+d	+d	=	+f10 +f	+f +f	*								
C. Valenciana	=	+d +f	-d	-f	-d	-d	+d	+d	-d	-f	=	+d	+d	-d	-d		
Extremadura	-f -f	-d -d	f5 -f	-f5 -f	-d	f10	-d	-d	-d	-f	-f	-f	-f	-f	-f	-f	-f
Galicia	-d -d	+d +d	-d	-d	-f	-d	-d	=	=	-d	-f	=	+d	+d	-d	-d	*
Madrid	+f +f	+f +f	+d +d	+d +d	+d +d	+f +f	+d +d	+f +f	+d +f5	+f +f	+f +f	+f +f	+f +f	+f +f	*		
Murcia	-d -f	=	-d	-f	-d	-f	-d	-d	-d	-f	-d	-f	-d	-f	-f	-f	-f
Navarra	+d +d	+f5 +f	=	=	=	+d	+d	=	=	+d	+d	+d	+d	+d	+d	+d	*
País Vasco	+d +f	+f10 +f	=	+d	+d	+d	+d	+f	+f	+f	+f	+f	+f	+f	+f	+f	=
La Rioja	=	+d +f	-d	-d	-d	-d	+d	+d	-d	-d	=	+d	+d	+d	+d	+d	-d

Nota: Los resultados de dominancia en primer y segundo orden aparecen, respectivamente, en la primera y segunda posición de cada casilla.

“+”: La Comunidad Autónoma de la fila domina a la de la columna.

“-”: La Comunidad Autónoma de la fila es dominada por la de la columna.

“X”: Las curvas (funciones cuantiles o Lorenz Generalizadas) se cortan.

“d”: Dominancia estocástica “débil”; “f”: Dominancia estocástica “fuerte” al 1% de significación.

“f5” y “f10”: Dominancia estocástica fuerte al 5% y al 10% de significación, respectivamente.

“=”: Distribuciones estadísticamente equivalentes.

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Atkinson, A.B. (1970): "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 2, págs. 244-263.
- Atkinson, A.B. (1983): *The Economics of Inequality*. Oxford University Press.
- Atkinson A.B. y F. Bourguignon (1982): "The Comparison of Multi-Dimensioned Distribution of Economic Status", *Review of Economic Studies*, vol. 49, págs. 183-201.
- Ayala, L., A. Jurado y F. Pedraja (2006): "Desigualdad y bienestar en la distribución intra-territorial de la renta, 1973-2000", *Investigaciones Regionales*, vol. 8, págs. 5-30.
- Barro, R. y X. Sala i Martin (1991): "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, págs. 107-182.
- Barro, R. y X. Sala i Martin (1992): "Convergence", *Journal of Political Economy*, vol. 100, n.º 2, págs. 223-251.
- Beach, C.M. y R. Davidson (1983): "Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares", *Review of Economic Studies*, vol. 50, págs. 723-735.
- Beach, C.M., K.V. Chow, J.P. Formby y G.A. Slotsve (1994): "Statistical inference for decile means", *Economic Letters*, vol. 45, n.º 2, págs. 161-167.
- Bishop, J.A., S. Chakrabarti y P.D. Thistle (1990): "An asymptotically distribution-free test for Sen's welfare index", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, págs. 105-113.
- Bishop, J.A. y J.P. Formby (1994): "A dominance evaluation of distribution of income and the benefits of economic growth in the United States", en Bergstrand, J., T. Cosimano y R.G. Sheehan (eds.): *The changing distribution of income in an open U.S. economy*, North Holland, págs. 69-109.
- Bishop, J.A., J.P. Formby y P.D. Thistle (1989): "Statistical inference, income Distributions and social welfare", en D.J. Slotje (ed.): *Research on Economic Inequality*, vol.1, Greenwich, CN: JAI Press.
- Bishop, J.A., J.P. Formby y P.D. Thistle (1992): "Convergence of the South and Non-South Income Distributions, 1969-1979", *The American Economic Review*, vol. 82, n.º 1, págs. 262-272.
- Callealta, F.J., J.M. Casas y J.J. Núñez (1996): "Distribución de la renta per capita disponible en España: descripción, desigualdad y modelización", en Pena J. B., J. Callealta, J. M. Casas, A. Merediz y J. J. Núñez (eds.): *Distribución personal de la renta en España*, Capítulo 5.
- Cowell, F. (1989): "Sampling variance and decomposable inequality measures", *Journal of Econometrics*, vol. 42, págs. 27-41.
- Dasgupta P., A. Sen y D. Starret (1973): "Notes on the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 6, págs. 180-187.
- De la Fuente, A. (1996): "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias", *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, n.º 10, págs. 5-63.
- De la Fuente, A. (2002): "Regional convergence in Spain: 1965-95", Discussion Paper, n.º 3137, CEPR.
- De la Fuente, A., R. Caminal, J.M. Esteban y X. Vives (1994): *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Instituto de Análisis Económico, CSIC.
- Del Río, C. y J. Ruiz-Castillo (1996): "Ordenaciones de bienestar e inferencia estadística. El caso de las EPF de 1980-81 y 1990-91", en *La desigualdad de recursos. II Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, Fundación Argentaria, Colección Igualdad, vol. 6, págs. 9-44.

- Dolado, J.J., J.M. González-Páramo y J.M. Roldan (1994): “Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y Crédito*, vol. 198, págs. 81-131.
- Dutta, B. y J.M. Esteban (1992): “Social Welfare and Equality”, *Social Choice and welfare*, vol. 50, págs. 49-68.
- Esteban, J.M. (1994): La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis, en J.M. Esteban y X. Vives (eds.): *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, Instituto de Análisis Económico, Barcelona.
- Esteban, J.M. (1996): “Desigualdad y Polarización. Una aplicación a la distribución interprovincial de la renta en España”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, n.º 11, págs. 5-26.
- García, C. y M. Prieto (2007): “Tendencias de la desigualdad y la pobreza en España (1985-2002). Sensibilidad de las estimaciones ante diferentes encuestas y escalas de equivalencia”, *Hacienda Pública Española*, vol. 181, n.º 2, págs. 49-80.
- Gardeazabal, J (1996): “Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991”, *Investigaciones Económicas*, vol. 20, n.º 2, págs. 263-269.
- Goerlich, F.J. y M. Mas (2001): *La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998)*. Fundación BBVA, II volumen.
- Goerlich, F.J., M. Mas y F. Pérez (2002): “Concentración, convergencia y desigualdad regional en España”, *Papeles de Economía Española*, vol. 93, págs. 17-38.
- Goerlich, F.J. (2003): “Weighted samples, kernel density estimators and convergence”, *Empirical Economics*, vol. 28, n.º 2, págs. 335-51.
- Hirschberg, J.G., E. Maasoumi y D.J. Slottje (2001): “Clusters of attributes and well-being in the USA”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n.º 3, págs. 445-460.
- Kolm, S.C. (1969): “The Optimal Production of Social Justice”, en J. Margolis y H. Guitton (eds.): *Public Economics*, Londres: Macmillan.
- Kolm, S.C. (1977): “Multidimensional egalitarianisms”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 91, págs. 1-13.
- Lamo, A. (2000): “On Convergence Empirics: Some Evidence for Spanish Regions”, *Investigaciones Económicas*, vol. 24, n.º 3, págs. 681-707.
- María-Dolores, R. (2004): “Public Capital Effects on Spanish regions productivity: A non-parametric approach (1965-1998)”, *Hacienda Pública Española*, vol. 171, n.º 4, págs. 57-74.
- María-Dolores, R. y J. García-Solanes (2002): “Convergencia real de las regiones españolas: el impacto de los fondos estructurales”, *Papeles de Economía Española*, vol. 93, págs. 51-65.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994): “Disparidades Regionales y Convergencia en las Comunidades Autónomas”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, n.º 4, págs. 129-148.
- Maudos, J., J. Pastor y L. Serrano (1998): “Convergencia en las regiones españolas: cambio técnico, eficiencia y productividad”, *Revista Española de Economía*, vol. 15, n.º 2, págs. 235-264.
- Milanovic, B. (2005): *Worlds Apart: Measuring International and Global Inequality*. Princeton: Princeton University Press.
- Pedraja, F., M.M. Salinas y J. Salinas (2002): “Efectos del capital público y del capital humano sobre la productividad de las regiones españolas”, *Papeles de Economía Española*, vol. 93, págs. 135-147.
- Pen, J. (1971): *Income Distribution: Facts, Theories, Policies*. Nueva York: Praeger Publishers.

- Quah, D. (1996): "Convergence Empirics Across Countries with (Some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n.º 1, págs. 95-124.
- Rao, C.R. (1973): *Linear statistical inference and its applications in statistics*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- Raymond, J.L. y B. García (1994): "Las disparidades en el PIB per cápita entre Comunidades Autónomas y la hipótesis de convergencia", *Papeles de Economía Española*, vol. 59, págs. 37-58.
- Raymond, J.L. (2002): "Convergencia real de las regiones españolas y capital humano", *Papeles de Economía Española*, vol. 93, págs. 109-121.
- Rothschild, M. y J.E. Stiglitz (1973): "Some further results on the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 6, págs. 188-204.
- Ruiz-Castillo Ucelay, J. (1995): "Características geográficas y socioeconómicas en la evolución del nivel de vida en España, 1973-74 a 1980-81", *Hacienda Pública Española*, vol. 133, págs. 145-169.
- Saposnik, R. (1981): "Rank dominance in income distribution", *Public Choice*, vol. 36, págs. 147-151.
- Saposnik, R. (1983): "On evaluating income distributions: Rank dominance, the Suppes-Sen Grading Principle of Justice and Pareto Optimality", *Public Choice*, vol. 40, págs. 329-36.
- Sen, A.K. (1977): "On Weights and Measures: Informational Constraints in Social Welfare Analysis", *Econometrica*, vol. 45, págs. 1539-1572.
- Sen, A.K. (1976): "Real national income", *Review of Economic Studies*, vol. 43, págs. 19-39.
- Shorrocks, A.F. (1983): "Ranking income distributions", *Economica*, vol. 50, págs. 3-17.
- Stoline, M.R. y H.K. Ury (1979): "Tables of the Studentized Maximum Modulus Distributions and an application to multiple comparisons among means", *Technometrics*, vol. 21, págs. 87-93.
- Thuysbaert, B. (2008): "Inference for the measurement of poverty in the presence of a stochastic weighting variable", *Journal of Economic Inequality*, vol. 6, págs. 33-55.
- Tortosa-Ausina, E., F. Pérez, M. Mas y F.J. Goerlich (2005): "Growth and convergence profiles in the Spanish provinces (1965-1997)", *Journal of Regional Science*, vol. 1, págs. 47-182.
- Villar, A. (2006): *La evolución del bienestar en Andalucía*. Centro de Estudios Andaluces.
- Villaverde, J. (2007): "Crecimiento y convergencia regional en España. (Algunas) causas del cambio", *Papeles de Economía Española*, vol. 111, págs. 240-254.

Fecha de recepción del original: junio, 2007

Versión final: abril, 2008

ABSTRACT

The analysis of economic convergence among countries or regions is usually based on distribution means comparisons of some variables such as GDP or disposable income, expressed in per capita terms. However, these studies, related to the economic welfare level, offer only a partial approach to the convergence phenomenon because the disparities within regions or countries are not considered. The methodology used in this paper allows us to complement the traditional approach considering efficiency and equity criteria in each region simultaneously. The aim of this paper is to test first and second stochastic dominance in order to analyze the convergence among Spanish regions using data from the Household Expenditure Survey of 1990-91 and the European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) of 2003.

Key words: convergence, welfare, stochastic dominance.

JEL classification: R13, D31, I31.