

**CONVERGENCIA DE LAS DISTRIBUCIONES REGIONALES DE RENTA.
UN ANÁLISIS APLICADO A LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS
ESPAÑOLAS (1990-2003).**

Ismael Ahamdanech Zarco
Instituto Nacional de Estadística (I.N.E.)

Carmelo García Pérez
Universidad de Alcalá

Mercedes Prieto Alaiz
Universidad de Valladolid

Resumen

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 se consideran las disparidades dentro de las regiones o países. La metodología empleada en este artículo permite complementar el enfoque tradicional, considerando simultáneamente aspectos relacionados tanto con criterios 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 1990-1991 y de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2003.

Palabras clave: Bienestar, desigualdad, dominancia estocástica, España.

Clasificación JEL: *D31, D63, I32*

1. Introducción

Uno de los resultados más concluyentes sobre el análisis de la convergencia en España, es que las disparidades entre las regiones se redujeron en España hasta mediados o finales de los sesenta, iniciándose entonces un proceso de estancamiento, en tal evolución, que continua hasta el momento.

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.

Los trabajos que adoptan este enfoque han sido escasos en el caso español. Como Ayala, Jurado y Pedraja (2006) señalan, el motivo fundamental es la ausencia de fuentes estadísticas representativas que permitan el análisis sistemático de estos procesos, constituyendo alguna de las escasas excepciones la Encuestas Básicas de Presupuestos Familiares (EPF) y, más recientemente, la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). 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, siguiendo una metodología similar a la utilizada por Bishop, Formby and Thistle (1992). En concreto, nuestro objetivo es

contrastar la dominancia estocástica de primer y segundo orden entre las distribuciones regionales de la renta per capita, procedentes de la Encuesta Continua de Presupuesto Familiares de 1990-1991 y de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2004.

La estructura de este artículo es la siguiente. En la sección 2, destacaremos algunos de los resultados más relevantes sobre las disparidades regionales dentro de la metodología tradicional basada en datos macroeconómicos y dentro de la perspectiva distribucional basada en datos microeconómicos. Posteriormente, definiremos y motivaremos el uso de la dominancia estocástica de primer y segundo orden en un contexto de convergencia. En la sección 3 también 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.

2. Revisión de la literatura más relevante sobre el proceso de convergencia/divergencia regional en España

En esta sección vamos a revisar alguno de los trabajos más relevantes sobre los procesos de convergencia/divergencia entre las regiones Españolas. En primer lugar, analizaremos los trabajos que han utilizado únicamente criterios de eficiencia y, posteriormente, los que han utilizado tanto criterios de eficiencia, como de equidad, haciendo especial hincapié en estos últimos

El más nutrido número de investigaciones se encuentran dentro del enfoque que hemos denominado de eficiencia, que se basan en el análisis de los valores de los grandes agregados macroeconómicos. Una revisión amplia se puede encontrar en Fuente (1996) y Goerlich y Mas (2001). Dentro de esta línea de investigación, podemos diferenciar dos grandes grupos de trabajos en función de la metodología que emplean para contrastar la hipótesis de convergencia: por un lado, estarían aquellos que utilizan la metodología propuesta por Barro y Sala i Martín (1991, 1992); por otro, los que emplean la metodología propuesta por Quah (1996).

Los trabajos que emplean la metodología de Barro y Sala i Martín intentan contrastar, a partir de diferentes modelos econométricos, si las regiones pobres crecen más deprisa que las ricas y si sus respectivas rentas reales per cápita tienden a un mismo valor a largo plazo (*convergencia beta absoluta*) o a diferentes estados estacionarios (*convergencia beta condicional*). Generalmente, este tipo de estudios se completan

analizando si el grado de dispersión relativa de la distribución formada por las rentas medias regionales disminuye a lo largo del tiempo (*convergencia sigma*). Algunos de los artículos pioneros sobre convergencia bajo esta metodología son los de Raymond y García (1994), Dolado, González-Páramo y Roldán (1994) y Mas *et al.* (1994). A través de diferentes variables, la conclusión más unánime de las investigaciones es la existencia de convergencia hasta mediados o finales de los setenta. A partir de entonces, se inicia un proceso de estancamiento. Más recientemente María-Dolores y Solanes (2002) investigan la convergencia del VAB por ocupado en el período 1955-1997. Sus resultados confirman los de otros trabajos, aunque estiman una velocidad de convergencia para el período completo un poco más baja (1,78 % anual). En Goerlich y Mas (2002) se analiza la evolución de las regiones españolas a lo largo del periodo 1955-2000, desde tres dimensiones diferentes. En primer lugar, estudian las pautas de localización geográfica de la actividad económica en España llegando a la conclusión de que la actividad se concentra en el Nordeste peninsular, Madrid y los dos archipiélagos. En segundo lugar, estudian la convergencia en renta per capita y productividad, confirmando que las diferencias en renta per capita se redujeron hasta finales de los 70. Finalmente, analizan la distribución personal de la renta, constatando que la desigualdad había disminuido

Otra forma de analizar la convergencia entre las regiones es mediante el análisis de la dinámica de la distribución, propuesta por Quah (1996). Este autor señala la importancia de analizar, por una parte, la forma externa que presenta la función de densidad y, por otra parte, los movimientos de las regiones dentro de la distribución. El primer tipo de análisis implicaría la estimación de la función de densidad mediante métodos paramétricos o bien métodos no paramétricos. La mayoría de los trabajos han utilizado la metodología que proporciona la inferencia no paramétrica basada en los estimadores kernel de las funciones de densidad. La hipótesis de convergencia implicaría una función de densidad cuya dispersión va disminuyendo en el tiempo hasta converger en un punto con probabilidad 1. Gardeazabal (1996), Lamo (2000) y Tortosa *et al.* (2005) consideran la convergencia entre las provincias y regiones españolas mediante la metodología de Quah. Todos confirman la existencia de convergencia desde mitad del siglo pasado hasta finales de los noventa, más intensa hasta mitad de los 70

Como señalábamos al principio de esta sección, la otra línea de investigación dentro de los trabajos que analizan el proceso de convergencia son los que integran criterios de

eficiencia y de equidad, utilizando datos desagregados procedentes de las encuestas a hogares. Así como en el anterior caso destacábamos la gran abundancia de trabajos, los trabajos dentro de este enfoque no han sido muy abundantes.

Uno de los primeros trabajos que analizan las diferencias regionales combinando criterios de eficiencia y desigualdad es el trabajo de Callealta, Casas y Núñez (1996). Estos autores utilizan datos de los ingresos totales per capita procedentes de las tres EPF (1973-74, 1980-81, 1990-1991), corrigiéndolos para hacerlos compatibles con los datos de Contabilidad Regional. Además de realizar un análisis exhaustivo del nivel de desigualdad con diferentes índices de desigualdad, analizan el nivel de bienestar comparando las curvas de Lorenz Generalizadas. Una de las conclusiones más destacables es la poca variación en la posición relativa de las regiones con respecto al nivel de bienestar del conjunto del Estado. En los tres periodos considerados, Cataluña, Madrid, Navarra y el País Vasco presentan un nivel de bienestar superior al de España; Canarias, Castilla la Mancha y Extremadura muestran un nivel de bienestar inferior; las curvas de Lorenz Generalizadas de la Comunidad Valenciana y Galicia se cortan con la del total nacional y, consecuentemente, no son comparables.

En esta línea de estudios, Goerlich y Mas (2002) tratan de complementar el análisis de determinadas variables macroeconómicas con un estudio sobre la convergencia en el nivel de desigualdad y bienestar entre las Comunidades Autónomas. Los datos de gasto per capita utilizados proceden de las tres EPF y de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) del año 1999, y utilizan el índice de Sen de bienestar. Una de las conclusiones de este trabajo es la correlación positiva entre el grado de desigualdad y el nivel de renta, es decir, que las regiones más ricas son también las más igualitarias. Otra conclusión destacable es que el nivel de bienestar está fundamentalmente determinado por la renta familiar disponible, en lugar de por la desigualdad. Así mientras la posición relativa de las regiones es muy diferente si se considera el nivel de desigualdad y el de bienestar, existen pocas diferencias si se considera la renta per capita disponible y el nivel de bienestar.

Ayala, Jurado y Pedraja (2006) utilizan datos del ingreso neto total monetario procedentes de las tres EPF y de la ECPF del año 2000 para estudiar la evolución de la desigualdad y el bienestar. La desigualdad es analizada mediante el índice de Gini, determinados miembros de la familia de Entropía Generalizada y la familia de Atkinson. El estudio del bienestar se realiza con un índice de bienestar que enlaza de

forma multiplicativa los índices de desigualdad de la familia de Atkinson y la renta media. Los datos son corregidos con el tamaño del hogar y con la raíz cuadrada del tamaño del hogar, cuando son empleados en el estudio del nivel de bienestar, y solamente con la raíz cuadrada, en el caso del estudio de la desigualdad. Una de las conclusiones de este trabajo es que, a pesar de que las discrepancias regionales en cuanto a la renta media y a los índices de desigualdad utilizados se han reducido, se observa cierto inmovilismo de las posiciones relativas de cada Comunidad con respecto al conjunto nacional en cuanto al nivel de desigualdad y bienestar: las regiones menos desiguales o con mayor nivel de bienestar a principios de los 70 también lo son en el año 2000. Así, Madrid, Cataluña, Navarra, País Vasco y Baleares son las que presentan un mayor nivel de bienestar desde los años 70; Extremadura y Andalucía son las comunidades que no abandonaron las posiciones más desfavorables.

Otro estudio reciente es el de Villar (2006) que, con los gastos procedentes de las tres EPF y con la ECPF del año 2003, analiza la evolución del bienestar en España. Su estudio está basado en el índice de bienestar propuesto por Sen (1976) que se obtiene corrigiendo la renta media por el índice de Gini. Esta investigación subraya el crecimiento en el nivel de bienestar de las Comunidades Autónomas, encontrándose Castilla y León, Extremadura, Andalucía y Murcia entre las regiones que incrementan de forma más notoria su nivel de bienestar desde 1970. Estos movimientos en el bienestar han provocado una reducción de las discrepancias regionales, pero un importante número de comunidades conservan su posición relativa con respecto al conjunto nacional.

3. Propuestas teóricas y empíricas para el análisis de la convergencia.

Una de las variables que ha tenido mayor protagonismo a la hora de analizar la convergencia regional es la renta disponible per capita. En general, la motivación última de este tipo de análisis se encuentra en la estrecha relación entre cualquier variable que refleje la posición económica de los individuos y el bienestar económico. En definitiva, se trata de estudiar si se han reducido las disparidades regionales en cuanto al bienestar económico, de tal forma que la convergencia será total cuando todas las regiones disfruten de un mismo nivel de bienestar

Tomando como referencia esta variable, que llamaremos renta en términos generales, su distribución se puede representar en una población de tamaño N dividida en H regiones como

$$x_{11}, \dots, x_{N_1}, K, x_{1h}, \dots, x_{N_h}, K, x_{1H}, \dots, x_{N_H}$$

Re gión 1 Re gión h Re gión H

donde X_{ih} representa la renta del individuo i -ésimo en la región h -ésima y N_h el tamaño de la población la región h -ésima. Milanovic (2006) señala que las diferencias entre regiones o países se pueden examinar desde tres ópticas distintas.

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

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

La *convergencia beta* y *sigma* con indicadores simples o la metodología de Quah (1996) adoptan esta primera perspectiva, utilizando datos procedentes de la Contabilidad Nacional.

La segunda forma de analizar las disparidades es 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

$$\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_h, K$$

N_1 N_2 N_h

Esta segunda estrategia concuerda con el análisis de la convergencia sigma mediante indicadores ponderados y, como en el enfoque anterior, se basa en datos de Contabilidad Nacional.

Cualquiera de estas dos formas de analizar las desigualdades entre regiones subestima las disparidades que se dan entre las regiones, ya que no tiene cuenta las diferencias que se dan dentro de la 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 apoyan en encuestas de hogares.

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 y se mostrará su relación con el bienestar económico.

3.1 Dominancia de Primer Orden

Definamos un vector de rentas ordenadas $x = \{x(1), x(2), \dots, x(N)\}$ como el conjunto de rentas que perciben cada uno de los N individuos de una población. Sea F la función de distribución de la renta. La inversa de esta función, o función cuantil, se define como $X(p) = \inf \{x : F(x) \geq p\}$. Entonces, la distribución X domina en primer orden a la distribución Y , situación que notamos como $X >_R Y$, si y sólo si $X(p) \geq Y(p)$ para todo $p \in [0,1]$ con al menos una desigualdad estricta. En este contexto, Saposnik (1981, 1983) demuestra el siguiente teorema:

Teorema 1. $X >_R Y \Leftrightarrow w(X) > w(Y), \forall w \in W_p$,

siendo W_p cualquier función de bienestar creciente en la renta y que cumple el principio de anonimato de rentas.

3.2 Dominancia de Segundo Orden

Atkinson (1970) desarrolla el concepto de dominancia de segundo orden introduciendo, además del criterio de eficiencia, un criterio de equidad mediante el Principio de Transferencias de Pigou-Dalton, y demuestra que: "...cuando se comparan distribuciones con la misma media, la condición (...) es equivalente a requerir que las curvas de Lorenz no se corten (...) pudiendo juzgar entre éstas (distribuciones de renta) sin necesidad de estar de acuerdo sobre la forma de $U(y)$ ¹." (Atkinson, 1970, pág. 246). Sin embargo, como puso de manifiesto Sen (1973), es evidente que la condición de igualdad de medias es demasiado estricta y son pocas las distribuciones de renta que la cumplen. Para superar este problema, Shorrocks (1983) introduce el concepto de curva de Lorenz generalizada, $G_x(p)$, construida escalando la curva de Lorenz por la renta media de la distribución (m). Así, si W_S es una función creciente y S-cóncava², Shorrocks (1983) prueba el siguiente teorema:

Teorema 2. $w(X) \geq w(Y), \forall w \in W_S \Leftrightarrow G_X(p) \geq G_Y(p)$ para todo p con al menos una desigualdad estricta.

¹ Excepto en que sea creciente y cóncava.

² Dasgupta, Sen y Starret (1973) muestran que la propiedad de S-concavidad es suficiente para introducir el principio de Pigou-Dalton.

Por tanto, en caso de igualdad de medias, la dominancia de Lorenz provee una ordenación tanto de desigualdad como de bienestar, mientras que, si las medias de las distribuciones son distintas, la dominancia de Lorenz ofrece una ordenación de desigualdad, y para ordenar bienestar asociado a la distribución de la renta se ha de acudir a las curvas de Lorenz generalizadas.

Cabe destacar el siguiente teorema (Bishop, Formby y Thistle, 1991) para establecer la relación entre dominancia de primer orden y dominancia de segundo orden:

Teorema 3: $X >_R Y$ implica $X >_G Y$,

donde $X >_G Y$ quiere decir que X domina en segundo orden a Y .

Este teorema se deduce directamente del hecho de que W_S es un subconjunto de W_p

Como se deduce de los anteriores teoremas, la teoría de la dominancia estocástica hace uso de un conjunto muy reducido de juicios de valor, siendo además éstos explícitos y comúnmente aceptados. Es, por tanto, una metodología que proporciona resultados y ordenaciones que evitan el problema de la multiplicidad de índices (Bishop y Formby, 1994).

3.3 Inferencia estadística y dominancia estocástica

En el caso de que las funciones cuantil de dos distribuciones se crucen, no se podrá utilizar el criterio de la dominancia de primer orden para comparar bienestar asociado a distribuciones de renta, y lo mismo ocurrirá, en el caso de la dominancia de segundo orden, si se cruzan las curvas de Lorenz generalizadas o, para comparaciones de desigualdad, si se cruzan las curvas de Lorenz. Ahora bien, dado que habitualmente disponemos únicamente de datos muestrales, es posible que, en ocasiones, los cortes que presentan las curvas se deban a errores de muestreo y no sean, por tanto, estadísticamente significativos. En este sentido, se plantean varios contrastes de hipótesis para estudiar si los cruces de las curvas son significativos, en cuyo caso no se podrían comparar las distribuciones, o si por el contrario no lo son, caso en el que las comparaciones seguirían siendo válidas.

Beach y Davidson (1983) derivan la matriz de varianzas y covarianzas de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada³ (II). Estos autores prueban que el vector de

³ Para ganar en claridad expositiva comenzamos con la dominancia de segundo orden.

ordenadas generalizadas de Lorenz $\hat{G} = (\hat{G}_1, \hat{G}_2, \dots, \mathbf{m})'$ 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 contrastes estadísticos para comparar pares de ordenadas de la curva de Lorenz generalizada, cuyas hipótesis nula y alternativa serían:

$$H_{0,i} : G_i^X = G_i^Y \text{ y } H_{A,i} : G_i^X \neq G_i^Y \quad \forall i = 1, 2, \dots, K \quad (2)$$

dónde G_i^X y G_i^Y son las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada para cada i de los vectores de renta de X e Y respectivamente. El test estadístico para el elemento i -ésimo de los vectores G^X y G^Y será:

$$T_{Gi} = \frac{\hat{G}_i^X - \hat{G}_i^Y}{\left[\left(\frac{\hat{\mathbf{v}}_{ii}^X}{n_X} \right) + \left(\frac{\hat{\mathbf{v}}_{ii}^Y}{n_Y} \right) \right]^{1/2}} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, K \quad (3)$$

donde $\hat{\mathbf{v}}$ es el estimador de los elementos de Π , cuya fórmula es obtenida en Beach y Davidson (1983). Bajo la hipótesis nula T_{Gi} 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:

$$H_{Ai}^+ : G_i^X > G_i^Y \text{ y } H_{Ai}^- : G_i^X < G_i^Y \quad (4)$$

Si se rechaza la hipótesis nula en conjunto, hay tres posibles resultados:

- a) Dominancia débil: si para algunos cuantiles $G_i^X > G_i^Y$ y para otros $G_i^X = G_i^Y$.
- b) Dominancia fuerte: Si para todo i $G_i^X > G_i^Y$.
- c) Las curvas de Lorenz Generalizadas se cortan si para algunos cuantiles $G_i^X > G_i^Y$ y para otros $G_i^X < G_i^Y$. En este caso no podemos ordenar 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 que nos ocupa, es especialmente relevante el caso en el que aceptamos la hipótesis nula en conjunto. En efecto, si comparamos para un período dos distribuciones, una de las cuales dominaba a la otra, o bien que no se podían comparar por existir algún corte, y en el siguiente período analizado se llega a la conclusión de que la hipótesis nula en conjunto no se puede rechazar, tendremos entonces que ha habido convergencia entre las regiones estudiadas.

El caso de la dominancia de primer orden se puede ver 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 $\hat{\mathbf{m}} = (\hat{\mathbf{m}}_1, \hat{\mathbf{m}}_2, \dots, \hat{\mathbf{m}}_{K+1})'$ es una transformación lineal de \hat{G} , por lo que $\hat{\mathbf{m}}$ es asintóticamente normal (Rao, 1973). Beach *et al.* (1994) analizan el caso de deciles. A partir de estas varianzas, se puede realizar un test sobre K sub-hipótesis, similares a las anteriormente consideradas, utilizando el estadístico:

$$T_m = \frac{\hat{\mathbf{m}}_i^X - \hat{\mathbf{m}}_i^Y}{\left[\left(\frac{Var(\hat{\mathbf{m}}_i^X)}{n_X} \right) + \left(\frac{Var(\hat{\mathbf{m}}_i^Y)}{n_Y} \right) \right]^{1/2}} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

Los valores críticos están también determinados por la distribución del módulo máximo

4. Análisis empírico.

El presente apartado está dedicado a clarificar las decisiones tomadas sobre los datos utilizados y a presentar los resultados de la comparación entre las distribuciones de la renta en cada Comunidad.

4.1 Opciones conceptuales 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. Esto es debido a la escasez de información desagregada que permitan obtener resultados regionales fiables. Bien es cierto que las tres EPF suplían en parte esta escasez de fuente de información, a pesar de su frecuencia limitada y de que la última disponible fuera la de 1990-1991. La aparición reciente de la ECV en el año 2004 abre

un nuevo horizonte, dada su frecuencia anual y la posibilidad de realizar estudios regionales. En este trabajo se han utilizado la última EPF de 1990-1991, cuyos datos se refieren al año 1990, y la ECV de 2004, cuyos datos se refieren al periodo 2003. No se ha considerado el uso de las ECPF por el problema de imputación de ingresos a las familias que, en su respuestas, proporcionan únicamente un intervalo de ingresos (véase García y Prieto, 2006), siendo ésta nuestra variable de interés. 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.

La variable objeto de estudio es la renta disponible por hogar, que incluye los ingresos totales del hogar después de sumar transferencias y deducir los impuestos y contribuciones a la seguridad social⁴. Hemos aproximado dicha variable mediante los ingresos totales del hogar corregidos 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 miembros⁵. 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 hogar.

Para deflactar la serie del año 2003 y expresarla en euros constantes del año 1990, se han deflactado las distribuciones de renta regionales con sus respectivos índices de precios para cada Comunidad.

⁴ La elección de ingresos o gastos en consumo como indicadores de la posición económica de los individuos no es una cuestión que pretenda discutirse en el presente trabajo. No obstante, es imprescindible señalar que esta cuestión tiene gran relevancia, ya que, como señalan Ayala, Martínez y Ruiz-Huerta (1996, p.12), la “ordenación de los hogares según niveles de gasto no es consistente con la ordenación de los mismos según niveles de renta”. En dicho estudio, se concluye finalmente que “aunque tanto la elección de los ingresos como la de los gastos sea defendible desde distintos puntos de vista, ambos indicadores no son intercambiables, ni producen resultados equivalentes. Por tanto, la sustitución de uno por otro en el trabajo empírico no supone una decisión neutral, y ello debe tenerse en cuenta al explicar la metodología e interpretar los resultados”. En consecuencia, los trabajos que utilizan microdatos de gasto (por ejemplo, Goerlich y Mas, 2004) pueden no llegar a las mismas conclusiones que los que utilizan ingresos (por ejemplo, Ayala, Jurado y Pedraja, 2006).

⁵ Esta hipótesis ha sido criticada, porque conlleva una subestimación del nivel de desigualdad (se puede ver, por ejemplo, Haddard y Kanbur, 1990 y Kanbur, 2003).

4.2 Análisis de los resultados obtenidos: ¿Se produce la convergencia?

A continuación expondremos los resultados más destacables de los contrastes de dominancia estocástica.

En cuanto a los resultados de dominancia estocástica de primer orden en el año 1990, resumidos en el diagrama de Hesse de la figura A.1, comprobamos que existen cuatro regiones no comparables entre sí y que dominan al resto de las comunidades autónomas, siendo éstas Baleares, Madrid, Cataluña y La Rioja. Tras estas cuatro aparecen, dominando también al resto de las regiones y sin ser comparables entre sí, Navarra y el País Vasco. Inmediatamente después se posicionan las Comunidades de Asturias y Aragón, que dominan a la Comunidad Valenciana, Cantabria y Castilla León, regiones éstas que resultan incomparables con el total nacional (por cruce de las curvas en el primer caso y por igualdad con España para las dos últimas regiones). Galicia es la siguiente región, dominando 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 ellas 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 (figura A.3), 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, si nos centramos 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.

En el año 2003 se producen algunos cambios significativos. Utilizando la dominancia de primer orden (figura A.2) la región de Madrid pasa a dominar al resto de las comunidades. Aparecen después Aragón, Navarra, Cataluña, País Vasco y Cantabria. 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, al igual que en 1990, dominada por el resto de regiones españolas. Como en el año 1990, la dominancia de segundo orden (figura A.4) no aporta cambios importantes en las posiciones de las Comunidades Autónomas.

Cuando se comparan los años 1990 y 2003, un hecho sobresaliente es que 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 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 en cuanto a sus distribuciones de renta, aparece dominada por ésta en 2003. 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.

Sin embargo, entre 1990 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.

Tabla 1
Resumen de resultados. Dominancia estocástica de primer y segundo orden

Año	1990	2003
Ordenaciones	132	127
Igualdades	20	26
Cruces	1	0
Cambios de igualdades (convergencia/divergencia)	16	21

Si se examinan el número de distribuciones estadísticamente equivalentes (tabla 1), se observa un ligero incremento del número de veces que no se rechaza la hipótesis nula. En este sentido se podría afirmar que ha habido un leve acercamiento entre pares de regiones. En 1990, la evidencia empírica apoya la no existencia de diferencias estadísticamente significativas en las funciones cuantiles y las curvas de Lorenz Generalizadas en 16 comparaciones, que se tornan, posteriormente, en significativas en

el año 2003, año en el que aparecen 21 nuevas igualdades. En este sentido, se puede decir que entre estos dos años se ha dado un proceso de acercamiento entre comunidades, pero no es un proceso que consolida la situación anterior. Resulta interesante conocer cuáles son las regiones entre las que se ha producido estos cambios de situación.

Andalucía sólo muestra variación con respecto a Castilla la Mancha, pues pasa de ser dominada por dicha región a no mostrar diferencias estadísticamente significativas en sus funciones cuantil y en las curvas de Lorenz generalizadas (es decir, se ha producido convergencia entre estas dos regiones). Por su parte, Aragón muestra varias diferencias en los dos períodos analizados: mientras que Baleares la dominaba en 1990, Aragón pasa a dominar a Baleares en 2003, sucediendo lo mismo con La Rioja. Por otro lado, tres regiones que dominaban a Aragón en 1990 (Cataluña, Navarra y País Vasco), pasan a ser estadísticamente equivalentes en 2003 (mostrando en este caso Aragón convergencia en bienestar económico con estas tres regiones).

Asturias también muestra algunas variaciones. Dicha región converge con Baleares y Navarra, que la dominaban en 1990 y pasan a tener una distribución estadísticamente equivalente a dicha región en 2003. También, pero en sentido inverso, hay convergencia con Cantabria, la cual pasa de ser dominada a igualar estadísticamente a Asturias en 2003, mientras que esta región pasa de ser dominada a dominar a La Rioja. Por su parte, Baleares muestra convergencia con País Vasco y La Rioja, pues pasa de ser dominada por la primera y dominar a la segunda en 1990 a ser estadísticamente equivalente en 2003. Además, Baleares domina en 1990 a Cantabria y en 2003 es dominada por ésta en segundo orden, y pasa de ser estadísticamente igual a Madrid a ser dominada por dicha región también entre 1990 y 2003 (divergencia).

Canarias es otra región que muestra cierta convergencia con algunas comunidades. Pasa de ser dominada por Castilla y León, Castilla la Mancha y Galicia en 1993 a mostrar igualdad tanto en primer como segundo orden con estas tres regiones en 2003. Por otro lado, pasa de ser estadísticamente equivalente a Murcia a tener dominancia sobre ésta en el último período analizado. Cantabria es la región que más parece acercarse al nivel de bienestar económico de las comunidades mejor situadas. En 2003, presenta una distribución estadísticamente equivalente (converge por tanto) a las de Navarra, País Vasco y Cataluña (en segundo orden) en 2003, mientras que en 1990 era dominada por las tres regiones. Además, pasa a dominar a Castilla y León, la Comunidad Valenciana

y La Rioja. Teniendo en cuenta además lo comentado con respecto a otras regiones, podemos concluir que Cantabria es una de las regiones que mejor comportamiento ha mostrado en el período analizado.

Por otro lado, Castilla y León converge con La Rioja y Galicia, pues pasa de ser dominada por la primera y dominar a la segunda a presentar una distribución estadísticamente equivalente a las dos regiones. Además, si bien Castilla y León es dominada en segundo orden por la Comunidad Valenciana en 1990, en 2003 ambas comunidades no muestran diferencias estadísticamente significativas en sus distribuciones de renta, ni en primer ni en segundo orden.

Cataluña en 2003 es dominada por Madrid, mientras que en 1990, ambas comunidades presentaban distribuciones estadísticamente equivalentes (se da en este caso divergencia), mientras que por su parte, la Comunidad Valenciana converge con La Rioja, pues pasa de ser dominada por esta región en 1990 a tener una distribución estadísticamente equivalente a la misma en 2003. Madrid pasa a dominar en 2003 a País Vasco y La Rioja, haciendo lo propio con esta última región, en el mismo período, País Vasco y Navarra.

6. 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 1990-1991 y de la ECV de 2004. 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.

Los resultados revelan la poca influencia de la introducción del criterio de equidad (dominancia de segundo orden) en las ordenaciones obtenidas tanto en 1990 como en 2003 y, por tanto, en el proceso de convergencia/divergencia entre ambos períodos.

Se observa también cierto inmovilismo en cuanto al mapa del bienestar en España, ya que la posición de las regiones con respecto al conjunto nacional apenas cambia desde 1990 a 2003. De hecho, la mayoría de las regiones que presentaban de un nivel de bienestar por encima, por debajo o igual al nivel del conjunto nacional en 1990, 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. Los resultados obtenidos muestran cómo se han incrementado ligeramente el número de regiones que se parece entre sí, mientras que no se han incrementado el número de regiones que se parecen al conjunto nacional.

Bibliografía

- Ayala, L., A. Jurado y F. Pedraja (2006), “Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000”, *Investigaciones Regionales*, 8, 5-30.
- Atkinson, A.B. (1970), “On the measurement of inequality”, *Journal of Economic Theory*, 2, 244-263.
- Barro, R. y X. Sala i Martin (1991), “Convergence Across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 107-182.
- Barro, R. y X. Sala i Martin (1992), “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- Beach, C.M. y R. Davidson (1983), “Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares”, *Review of Economic Studies*, 50, 723-735.
- Beach, C.M., K.V. Chow, J.P. Formby y G.A. Slotsve (1994), “Statistical inference for decile means”, *Economic Letters*, 45 (2), 161-167.
- 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, 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*, 82 (1), 262-272.
- Bishop, J.A., J.P. Formby y P.D. Thistle (1991), “Rank dominance and international comparisons of income distribution”, *European Economic Review*, 35, 1399-1409.
- Callealta, J., J. M. Casas y 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.
- Dolado, J. J., J. M. González-Páramo y J. M. Roldan, “Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989)”, *Moneda y Crédito*, 198, 81-131.

- Fuente, A. (1996), "Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias", *Revista de Economía Aplicada*, 4 (10), 5-63.
- Gardeazabal, J (1996), "Provincial income distribution dynamics: Spain 1967-1991", *Investigaciones Económicas*, 20(2), 263-269.
- Goerlich, F. J., M. Mas y F. Pérez (2002), "Concentración, convergencia y desigualdad regional en España", *Papeles de Economía Española*, 93, 17-38
- Goerlich, F. J. y M. Mas (2001), "La evolución económica de las provincias españolas (1955-1998)". Fundación BBVA. II volumen.
- Lamo, A. (2000), "On Convergence Empirics: Some Evidence for Spanish Regions", *Investigaciones Económicas*, 24(3), 681-707.
- María-Dolores, R. y J. García-Solanes (2002), "Convergencia real de las regiones españolas: el impacto de los fondos estructurales", *Papeles de Economía Española*, 93, 51-65
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994), "Disparidades Regionales y Convergencia en las Comunidades Autónomas", *Revista de Economía Aplicada*, 2(4), 129-148.
- Milanovic, B. (2006), *La era de las desigualdades. Dimensiones de la desigualdad internacional y global*. Editorial Sistema.
- Quah, D. (1996), "Convergence Empirics Across Countries with (Some) Capital Mobility", *Journal of Economic Growth*, 1(1), 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*, 59, 37-58.
- Saposnik, R. (1981), "Rank dominance in income distribution", *Public Choice*, 36, 147-151.
- Saposnik, R. (1983), "On evaluating income distributions: Rank dominance, the Suppes-Sen Grading Principle of Justice and Pareto Optimality", *Public Choice*, 40, 329-36.
- Sen, A.K. (1973), *On economic inequality*, Nueva York: Norton.
- Sen, A.K. (1976), "Real national income", *Review of Economic Studies*, 43, 19-39.
- Shorrocks, A. F. (1983), "Ranking income distributions", *Economica*, 50, 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* 21, 87-93.
- 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*, 1, 47-182.
- Villar, A. (2006), *La evolución del bienestar en Andalucía*. Centro de Estudios Andaluces.

APÉNDICE

Figura A.1
Ordenación por dominancia de primer orden. Año 1990

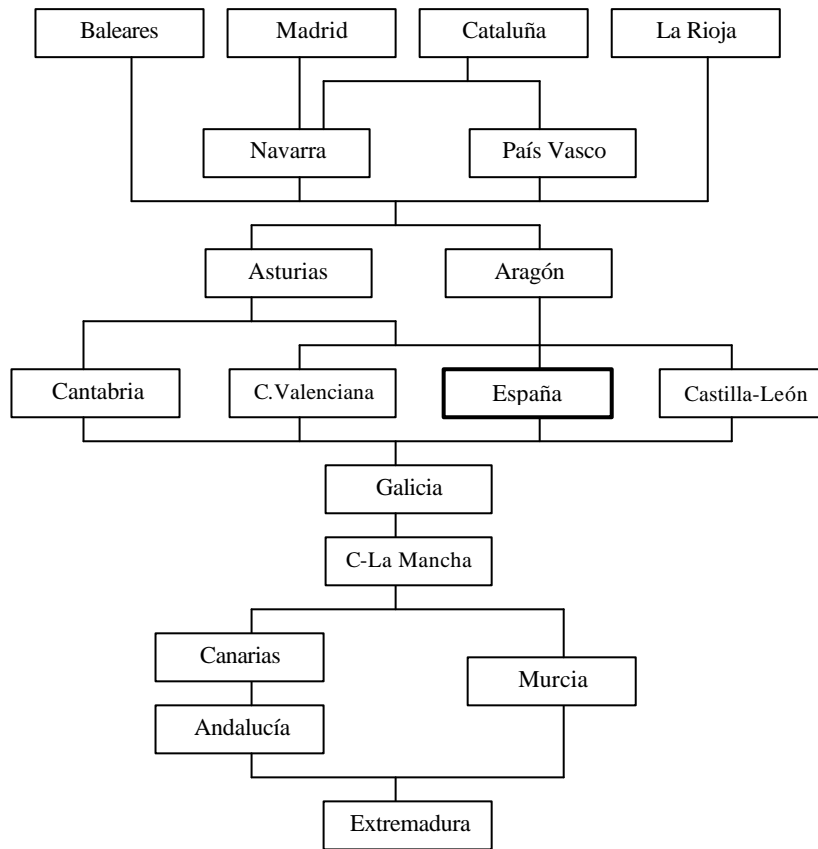


Figura A.2
Ordenación por dominancia de primer orden. Año 2003

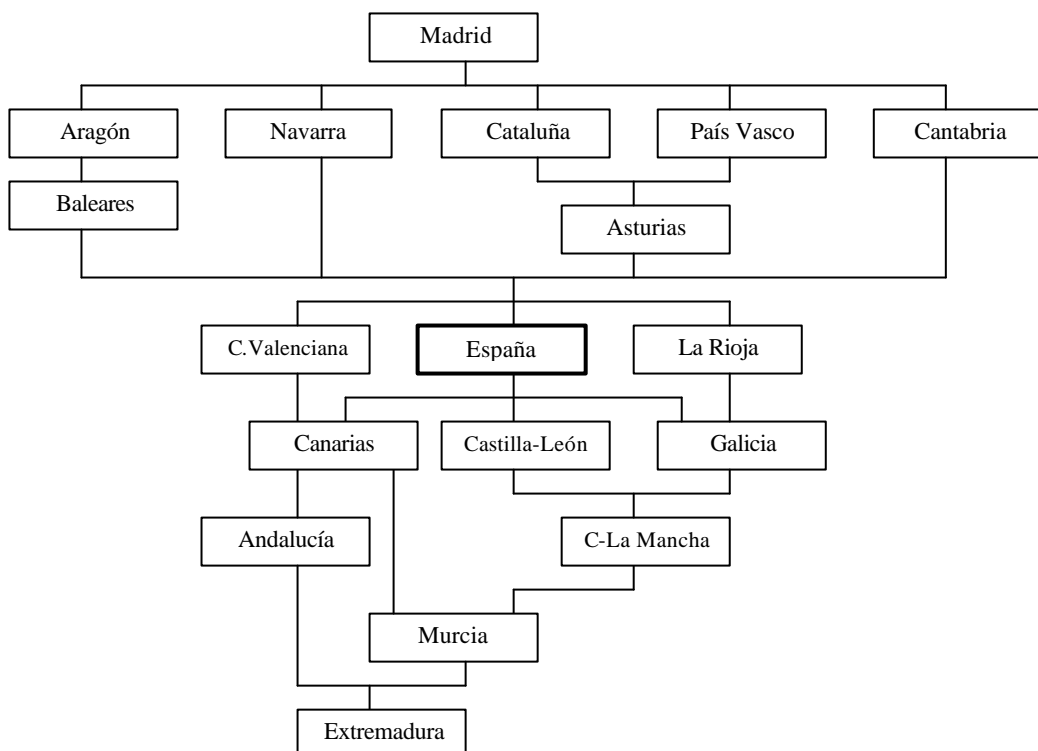


Tabla A.1
Dominancia estocástica de primer y segundo orden.
Resultados de los contrastes. Año 1990

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-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-f5	*											
Cantabria	= =	+d+f	= =	-d-d	-d-d	+d+f	*										
Castilla-León	= =	+f+f	-d-d	-d-d	-d-d	+f+f	= =	*									
Castilla-LM	-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	+d+f	-f-f5	*						
Extremadura	-f-f	-d-d	-f-f	-d-f	-f-f	-d-d	-d-f	-f-f	-d-f	-f-f	-f-f	*					
Galicia	-d-d	+d+f	-f-f10	-d-f	-d-d	+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-f10	+d+d	-d-d	-d-f	*		
Navarra	+d+f	+d+f	+d+d	+d+d	= =	+d+f	+d+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+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 domina a 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.

Tabla A.2
Dominancia estocástica de primer y segundo orden.
Resultados de los contrastes. Año 2003

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-L	C-LM	Cat.	C. Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
España	*																
Andalucía	-f -f	*															
Aragón	+d +	+s +f	*														
Asturias	+d +d	+10 +f	= =	*													
Baleares	+d +d	+15 +15	-d -d	= =	*												
Canarias	-d -d	+d +d	-d -f	-d -f	-d -d	*											
Cantabria	+d +10	+d +f	X =	= =	X +d	+d +f	*										
Castilla-León	-d -d	+d +f	-10 -f	-d -d	-d -d	= =	-d -f	*									
Castilla-LM	-d -d	= =	-d -f	-d -f	-d -d	= =	-d -	-d -d	*								
Cataluña	+10 +f	+f +f	= =	+d +d	= =	+f10 +f	X =	+f10+f10	+f +f	*							
C.Valenciana	= =	+d +f	-d -	-d -d	-d -d	+d +d	-d -f	= =	+d +d	-d -d	*						
Extremadura	-f -f	-d -d	-15 -f	-15 -f	-d -f10	-d -d	-d -f	-d -f	-d -d	-f -f	-f10 -f	*					
Galicia	-d -d	+d +d	-d -	-d -f	-d -d	= =	-d -	= =	+d +d	-d -f	-d -	+d +d	*				
Madrid	+f +f	+f +f	+d +d	+d +d	+d +d	+f +f	+d +d	+f +f	+f +f	+d +15	+f +f	+f +f	+f +f	*			
Murcia	-d -f	= =	-d -f	-d -d	-d -f	-d -d	-d -f	-d -d	-d -d	-d -f	-d -f	+d +d	-d -d	-f10 -f	*		
Navarra	+d +d	+s +f	= =	= =	= =	+d +d	= =	+d +d	+d +d	= =	+d +d	+15 +f	+d +d	-d -d	+d +f	*	
País Vasco	+d +f	+10 +f	= =	+d +d	+d +d	+d +f	= =	+d +f	+d +f	= =	+d +f	+15 +f	+d +f	-d -d	+d +f	= =	*
La Rioja	= =	+d +f	-d -d	-d -d	-d -d	+d +d	-d -d	= =	+d +d	-d -d	= =	+d +f	+d +d	-f -f	+d +d	-d -d	-d -d