

Ahamdanech Zarco, Ismael; Sotelsek Salem, Daniel
DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO, BIENESTAR ECONÓMICO Y POBREZA EN LAS
REGIONES ESPAÑOLAS

El Trimestre Económico, vol. LXXIX (3), núm. 315, julio-septiembre, 2012, pp. 665-692
Fondo de Cultura Económica
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340972006>

DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO, BIENESTAR ECONÓMICO Y POBREZA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS*

*Ismael Ahamdanech Zarco
y Daniel Sotelsek Salem***

RESUMEN

En este trabajo se introducen instrumentos de dominancia estocástica e inferencia estadística para descomponer la diferencia en bienestar económico y pobreza entre distintos territorios económicos en efecto desigualdad y efecto renta media. Para ello se derivan las matrices de varianzas y covarianzas de las curvas de Lorenz generalizadas que se emplean en dicha descomposición. La metodología es aplicada a España y sus regiones para el periodo 2003-2007. Se concluye que en algunas regiones, en particular Andalucía y Madrid, la distribución de la renta es antipobre.

ABSTRACT

This paper introduces inference based stochastic dominance tools to decompose the difference between economic welfare and poverty among countries or regions into inequality effect and income effect. To this aim, the variances and covariances matrix of the generalized Lorenz curve used in that decomposition are developed. The methodology is applied to Spain and its regions for the period 2003-2007. The

* *Palabras clave:* crecimiento propobre, pobreza, dominancia estocástica. *Clasificación JEL:* D31, D63, I32. Artículo recibido el 18 de diciembre de 2010 y aceptado el 19 de septiembre de 2011. Los autores desean agradecer los comentarios de un dictaminador anónimo de *EL TRIMESTRE ECONÓMICO* que han ayudado a mejorar el trabajo. Cualquier error que pudiese persistir en el mismo es exclusiva responsabilidad de los autores.

** I. Ahamdanech Zarco, Instituto de Estudios Latinoamericanos. D. Sotelsek Salem, Universidad de Alcalá e Instituto de Estudios Latinoamericanos.

conclusion is that in some regions, especially Andalucía and Madrid, the income distribution is clearly anti-poor.

INTRODUCCIÓN

Tal y como la bibliografía del crecimiento propobre ha puesto de manifiesto, los cambios en la pobreza presentada en un territorio económico no dependen sólo de la variación de la renta *per capita*, sino también de la evolución de la desigualdad (véase, por ejemplo, Kakwani, 2000; Ravallion y Chen, 2003; Son, 2004, o Kakwani, 2008). Este razonamiento puede ser extendido al análisis de las diferencias en pobreza que se puedan dar entre dos diferentes territorios en el mismo periodo: dichas diferencias dependerán no sólo de la diferencia en renta media sino también de la distinta distribución de dicha renta. En este sentido, puede ser interesante analizar hasta qué punto distintas tasas de pobreza vienen dadas por la brecha del ingreso entre las dos economías analizadas. En otras palabras, cabe preguntarse: si el país (o la región) A tuviese la misma renta media que el país B, ¿mostraría la misma pobreza?

Este trabajo desarrolla un instrumento para dicho análisis apoyándose en la dominancia estocástica. Cuando se emplea un determinado índice de pobreza para realizar un análisis como el citado pueden surgir varios problemas. En efecto, todo índice de pobreza implica ciertos juicios de valor que no siempre son bien conocidos (Sen, 1973) ni unánimes (esto es conocido como el problema de la multiplicidad de índices Bishop y Formby, 1994). El enfoque de la dominancia estocástica ofrece una solución a este problema. Si se acepta un pequeño conjunto de juicios de valor (el principio de anonimidad de Pareto y el de transferencias de Pigou-Dalton) se puede ordenar distribuciones de renta en función del bienestar económico asociado a ellas con resultados no ambiguos. Además, es importante tener en cuenta que los análisis de pobreza y desigualdad se efectúan en la mayoría de los casos con datos muestrales. Para solventar este problema, en este trabajo se utiliza inferencia estadística a partir de la prueba de Bishop, Formby y Thistle (1989) y se desarrolla las varianzas necesarias para realizar esta prueba en el contexto del análisis.

El artículo se divide en tres secciones. En la primera se analiza el marco teórico empleado y se desarrolla una nueva descomposición de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada. La sección II repasa la bibliografía

reciente de la pobreza y desigualdad en España y sus regiones. Finalmente, los resultados obtenidos se aplican a las regiones españolas, empleando para ello los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida referentes a 2003 y 2007. Se cierra el artículo con las conclusiones.

I. MARCO TEÓRICO

1. Dominancia estocástica de segundo orden (dominancia generalizada de Lorenz)

Los instrumentos desarrollados en este artículo para medir la naturaleza propobre del crecimiento económico tienen sus raíces en la dominancia estocástica de segundo orden, por lo que en este punto se introduce brevemente esta técnica. El conocido teorema de Atkinson (1970) de dominancia de Lorenz, extendido por Dasgupta, Sen y Starret (1973), es aplicable tan sólo a los casos en los que las medias de las dos distribuciones comparadas son iguales. Sin embargo, como apuntó Sen (1973), esta restricción se cumplirá en contadas ocasiones. Shorrocks (1983) resuelve este problema introduciendo la curva de Lorenz generalizada.

Sea $X(u)$ la inversa de la función de distribución de la renta y μ la media de dicha distribución. Según Gatzwirth (1971), la curva de Lorenz puede ser definida como:

$$L_X(p) := \mu^{-1} \int_0^p X(u) du \quad (1)$$

y la curva de Lorenz generalizada será (Shorrocks, 1983):

$$GL_X(p) := \int_0^p X(u) du = \mu_X L_X(p), \forall p \in [0,1] \quad (2)$$

Sea W_S una función (de bienestar social) S concava y creciente. Se llega entonces al siguiente teorema, demostrado por Shorrocks (1983):

GL Dominancia: $w(X) \geq w(Y), \forall w \in W_S$ si y sólo si $GL_X(p) \geq GL_Y(p)$ para todo p con al menos una desigualdad estricta.

Las implicaciones de este teorema son inmediatas: si se considera dos supuestos ampliamente aceptados como son el principio de Pareto (a ma-

yor renta mayor bienestar económico) y el principio de transferencias de Pigou-Dalton (una transferencia de un individuo a otro con menor renta que no revierta el orden de rentas aumenta el bienestar), se puede ordenar el bienestar asociado a dos distribuciones de ingreso.

2. Dominancia truncada de segundo orden y pobreza

Foster y Shorrocks (1988) relacionan la dominancia de segundo orden y la pobreza. Para ello parten del índice conocido como brecha de pobreza:

$$P(x; z) = \left[\frac{1}{n(x)} \right] \sum_{i=1}^r \frac{z - x_i}{z} \quad (3)$$

en el que r es el estadístico ordenado que corresponde a la línea de pobreza, z , y x_i denota la renta del i -ésimo individuo. De acuerdo con la dominancia truncada, la distribución X dominará a la distribución Y , algo que se puede escribir como $X >_{z^*}$, si y sólo si, $\sum x_i > \sum y_i$ para todo i hasta r y para un z^* dado. Se tiene entonces que: $GL_X(p) \geq GL_Y(p)$ si y sólo si $X \geq_{z^*} Y, \forall z < z^*$.

Esto implica que si se trunca la distribución para una determinada línea de pobreza $z < z^*$ la distribución X domina en segundo orden a la distribución Y en ese punto y por debajo del mismo, la brecha de pobreza no será superior en la distribución X que en la distribución Y para esa línea de pobreza y para cualquier $z < z^*$.

3. Efecto desigualdad y efecto renta media

La pregunta que se quiere responder en este análisis es: si una región A tuviese la misma renta media ¿que otra región B tendría la misma pobreza, más o menos?

Supóngase que se parte de dos regiones, A y B, cuyas curvas de Lorenz generalizadas se pueden representar como: $GL_A = \mu_A L_A(p)$ y $GL_B = \mu_B L_B(p)$. Las diferencias en las ordenadas de las curvas de Lorenz generalizadas de ambas regiones vienen dadas por:

$$GL_B(p) - GL_A(p) = \mu_B L_B(p) - \mu_A L_A(p) \quad (4)$$

Como se muestra en la expresión (4), las diferencias en las ordenadas de

las curvas de Lorenz generalizadas se deben a diferencias en μ (diferencias en renta media), en $L(p)$ (diferencias en desigualdad) o a una conjunción de ambos factores. A partir de una serie de axiomas, Kakwani (2000) descompone el cambio de un índice cualquiera de pobreza entre dos períodos en dos partes: la que se debe al cambio en la renta media y la que se debe al cambio en la desigualdad del ingreso. Este enfoque puede ser modificado para emplearse en el caso que nos ocupa, es decir, para el análisis transversal con curvas de Lorenz generalizadas, llegándose a la siguiente descomposición:

$$\Delta GL_I = \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \} \quad (5)$$

$$\Delta GL_{RM} = \frac{1}{2} \{ \mu_B L_A(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_A L_B(p) \} \quad (6)$$

siendo:

$$GL_B(p) - GL_A(p) = \Delta GL_I + \Delta GL_{RM} \quad (7)$$

La ecuación (7) descompone la diferencia entre las ordenadas de las curvas de Lorenz generalizadas de las dos regiones en dos partes: una debida al efecto distribución (que mide el efecto que tiene la distinta distribución del ingreso en dicha diferencia) y otra que se debe al efecto renta media (que mide el efecto de la diferencia en renta media entre ambas regiones). La curva de Lorenz generalizada de la región B que tiene en cuenta la diferencia en desigualdad entre las dos regiones se puede escribir como:

$$GL_I^B(p) - GL_A(p) = \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \} \quad (8)$$

Es interesante observar que (8) muestra las diferencias que se dan entre las dos regiones debido a la diferencia en la desigualdad, medida por medio de la curva de Lorenz, que hay entre las mismas. Las consecuencias de dicha expresión en la pobreza y el bienestar económico son equivalentes a las que se han visto en la subsección anterior, algo que podemos formular en el siguiente teorema:

Teorema: Si $GL_I^B(p) \geq GL_A(p), \forall x \leq z^*$, con al menos una desigualdad estricta, entonces $X_I^B \geq z^* X_A$ y $X_I^B W_S^* X_A$, en la que X_A es la distribución

de la renta de la región A y X_I^B la distribución de la renta de la región B que tiene en cuenta la diferencia en desigualdad entre las dos regiones.¹

4. Aplicación de la inferencia estadística

El teorema que se acaba de obtener ofrece un instrumento interesante para estudiar el efecto de la desigualdad en las diferencias en pobreza y/o bienestar que se dan entre distintas regiones o países. Sin embargo, es importante considerar que al emplear datos muestrales se pueden cometer errores de muestreo que lleven a conclusiones erróneas. Por este motivo, la inferencia estadística puede desempeñar un papel importante en el análisis, por lo que en este punto se deriva la varianza de las ordenadas de la curva generalizada de Lorenz que se construye teniendo en cuenta el efecto desigualdad.

La prueba que se va a emplear se puede formular como:

$$H_{0,i} : GL_I^B(p) = GL_A(p)$$

y

$$H_{A,i} : GL_I^B(p) \neq GL_A(p) \quad (9)$$

La hipótesis nula implica que el efecto desigualdad no tiene ningún efecto en las diferencias en el bienestar asociado a la renta entre las distribuciones analizadas. Si dicha hipótesis es rechazada, se tienen cinco posibles resultados:

- i) Dominancia de Lorenz generalizada débil: si para algunos cuantiles $GL_I^B(p) > GL_A(p)$ y para otros $GL_I^B(p) = GL_A(p)$. El efecto distribución aumenta el bienestar económico en la región B respecto al que tiene la región A.
- ii) Dominancia de Lorenz generalizada fuerte: si para todo i $GL_I^B(p) > GL_A(p)$. En este caso se tiene la misma conclusión que en el anterior, aunque la dominancia es fuerte.
- iii) La curva de Lorenz generalizada se corta: para algunos cuantiles $GL_I^B(p) > GL_A(p)_1$, y para otros $GL_I^B(p) < GL_A(p)$. En este caso, no se puede hacer afirmaciones de las consecuencias que en el bienestar económico tiene el efecto distribución.

¹ W_S^* se refiere a la función W_S truncada.

- iv) Si $GL_I^B(p) \leq GL_A(p)$ para todo i se está en el caso opuesto a los explicados en los dos primeros puntos.
- v) Por último, si $GL_I^B(p) = GL_A(p)$ el efecto distribución hace que el bienestar económico sea el mismo en las dos regiones.

El estadístico de prueba será:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_I^B(p) - \hat{GL}_A(p)}{\left[\left(\frac{\hat{\omega}_{ii}^{i,B}}{N_{i,B}} \right) + \left(\frac{\hat{\omega}_{ii}^1}{N_1} \right) \right]^{1/2}} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, K \quad (10)$$

La distribución de \hat{GL}_A es conocida, pero hay que deducir la de la curva de Lorenz generalizada \hat{GL}_I^B . Dicha distribución se presenta en el apéndice, en el que se muestra también la expresión final que toma el estadístico de prueba.

II. POBREZA Y DESIGUALDAD EN ESPAÑA

La bibliografía centrada en la evolución de la desigualdad y la pobreza en España es extensa, si bien ofrece interesantes puntos de encuentro. Desde el punto de vista territorial se puede citar el trabajo de Ayala, Jurado y Pedraja (2006), quienes emplean la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (EBPF) de los años 1973, 1980, 1990 y la Encuesta Continua Presupuestos Familiares (ECPF, 2000) longitudinal anualizada. Las principales conclusiones que alcanzan estos autores son las siguientes:

- i) Existen, para cualquiera de los índices empleados, diferentes grupos de comunidades autónomas en función de la desigualdad que existen en las mismas. Así, regiones como Navarra, País Vasco, Murcia y Castilla La Mancha muestran menor desigualdad que la media de España, mientras que otras, como Andalucía, Canarias, Cantabria y Madrid presentan una desigualdad más alta, si bien, “salvo en el caso de Andalucía, los indicadores son sólo un poco más altos que los del conjunto nacional” (Ayala, Jurado y Pedraja, 2006, p. 13).
- ii) Las diferencias en la desigualdad intraterritorial explican cada vez más parte de la desigualdad total.

Por su parte, Ahamdanech, García y Prieto (2010) estudian la convergencia en distribuciones de renta para el periodo 1990-1991, con la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) y 2003, con la nueva Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Una de las conclusiones alcanzadas es que, desde el punto de vista de la desigualdad, se puede distinguir básicamente entre dos grupos de regiones en 2003: aquellas con menor desigualdad que la que se presenta en España, entre las que se encuentran Aragón, Cataluña, Cantabria, el País Vasco o Madrid. Por otra parte, existe un grupo de regiones en las que la desigualdad es más pronunciada, como las Castillas, Andalucía o Extremadura.

Sin embargo, esta pauta de comportamiento, válida hasta mediados del primer decenio del siglo XXI, parece haber cambiado. Como apunta el informe Foessa (2008) que analiza la distribución de la renta entre 1994 y 2007 en las regiones españolas, existen regiones españolas con menor renta media y menor desigualdad que la media, como Murcia o Castilla La Mancha, mientras que otras con una renta media superior, como Cantabria o Madrid, muestran mayor desigualdad.

III. DATOS Y ANÁLISIS EMPÍRICO

1. *Datos*

La disponibilidad de datos para estudios de carácter regional en España ha sido limitada, pues desde la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1991 y hasta la aparición de la ECV en 2004 no ha habido ninguna encuesta que recabe datos de renta con fiabilidad, a excepción de la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE) de 2000. Este trabajo se basa en los datos de la ECV de 2004 y 2008, referidas a los años 2003 y 2007, respectivamente.

Para el estudio se ha buscado una aproximación al poder adquisitivo de los individuos, por medio de una medida comprensiva de la renta, que incluya las transferencias y deduzca los impuestos y las contribuciones a la seguridad social. Asimismo, se ha considerado que todos los individuos del mismo hogar disfrutan del mismo bienestar económico. A tal fin, se ha empleado la renta por hogar dividida por la escala de equivalencia de la OCDE modificada, pero teniendo en cuenta el número de individuos por hogar a la hora de estimar las medidas de pobreza. Es decir, para cada región y para

España, se construye una distribución de la renta personal de manera que cada hogar recibe una ponderación que considera el número de sus miembros. En consecuencia, los datos de rentas, procedentes del fichero de hogares de la encuesta, se han ponderado utilizando los pesos correspondientes al hogar debidos a la elaboración de la encuesta y el número de miembros por hogar. Por último, las rentas han sido deflacionadas con el IPC regional publicado por el INE.

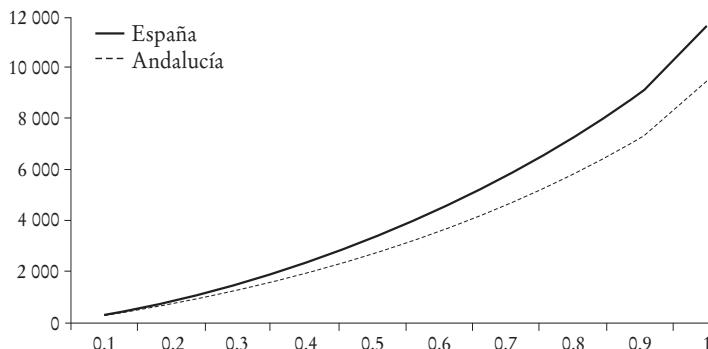
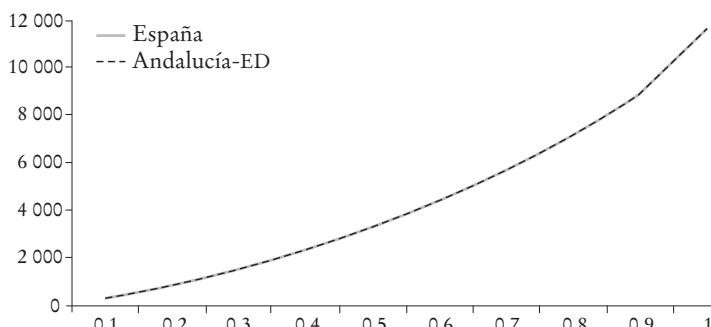
2. Resultados

En este artículo se intenta medir la influencia de las diferencias en desigualdad entre las regiones en los distintos niveles de pobreza. A modo de ejemplo, el cuadro 1 muestra los resultados de la aplicación de la prueba desarrollada para la comparación de Andalucía y España en 2003 (en el apéndice se muestra los cuadros para todas las regiones).

CUADRO 1. *Dominancia generalizada de Lorenz y dominancia con efecto desigualdad. España-Andalucía (2003)*

Decil	\hat{GL}_B	\hat{GL}_A	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	250.06	7.86	***	308.71	0.85	
2	868.00	699.98	12.88	***	862.16	0.67	
3	1 567.50	1 261.14	16.84	***	1 553.33	1.17	
4	2 405.21	1 926.48	20.06	***	2 374.11	1.94	
5	3 381.64	2 701.90	22.27	***	3 330.37	2.52	
6	4 499.67	3 609.02	24.02	***	4 446.08	2.11	
7	5 776.71	4 637.67	25.89	***	5 714.06	2.02	
8	7 255.82	5 825.36	27.56	***	7 175.90	2.11	
9	9 016.94	7 269.76	27.75	***	8 951.95	1.37	
10	11 707.43	9 514.65	24.20	***	11 707.43	0.00	

Las columnas 2 y 3 del cuadro 1 recogen las ordenadas de las curvas generalizadas del Lorenz para el conjunto nacional y Andalucía, respectivamente, mientras que en las columnas 4 y 5 se presenta el estadístico de contraste (para el análisis inferencial de las diferencias de las ordenadas generalizadas de Lorenz) y su significatividad. En la columna 6 se muestra el valor de las ordenadas de la curva generalizada de Lorenz de Andalucía que se construye a partir de la distribución de España teniendo en cuenta sólo el efecto distribución; las columnas 7 y 8 muestran el valor del estadístico

GRÁFICA 1. *Curva generalizada de Lorenz para España y Andalucía (2003)*GRÁFICA 2. *Curva generalizada de Lorenz para España y curva generalizada de Lorenz con efecto desigualdad para Andalucía (2003)*

de prueba y su significación, respectivamente.² Como se infiere del cuadro 1, el bienestar económico asociado a la renta fue en España superior al de la región de Andalucía para 2003. Sin embargo, si se aísla el efecto renta media se llega a la conclusión de que las dos distribuciones comparadas son estadísticamente equivalentes. En otras palabras, si se tiene sólo en cuenta la desigualdad, la pobreza y el bienestar asociado a la renta serían iguales en Andalucía y en España. Las gráficas 1 y 2 muestran las diferencias entre ambos casos.

Como se observa en el cuadro 2, que muestra el resumen de los resultados para 2003, en la mayor parte de las regiones en las que el bienestar asociado a la distribución del ingreso es mayor (menor) que en el conjunto

² Tres asteriscos implican que la diferencia es estadísticamente significativa al 1% de nivel de significación, dos al 5% y uno al 10%. Cuando la diferencia no es significativa en ninguno de estos tres casos, no se escribe nada en la celda correspondiente.

CUADRO 2. *Resumen de la dominancia de Lorenz generalizada y dominancia sólo con efecto desigualdad (2003)^a*

Región	Dominancia GL	Dominancia con efecto desigualdad	Región	Dominancia GL	Dominancia con efecto desigualdad
Andalucía	++	+ :	C. Valenciana	X -	-
Aragón	-	-	Extremadura	++	++
Asturias	-	-	Galicia	++	-
Baleares	X -	++	Madrid	-	-
Canarias	++	-	Murcia	++	++
Cantabria	-	-	Navarra	X -	XX
Castilla-León	++	-	La Rioja	X :	-
Castilla La Mancha	++	XX	País Vasco	-	-
Cataluña	-	-			

^a El primer signo en cada celda se refiere a la comparación descriptiva mientras que el segundo a la comparación con inferencia. “+” significa dominancia de España sobre la región, “-” de la región sobre España, “X” indica un cruce y “:” que no hay diferencias estadísticamente significativas.

de España, el efecto desigualdad contribuyó a ese mayor (menor) bienestar. Sin embargo, en algunas comunidades este no fue el caso. En Baleares el bienestar asociado a la distribución de la renta fue superior al del conjunto de España, pero si se considera sólo el efecto desigualdad (es decir, se aísla el efecto renta media) la situación es la opuesta (España domina en segundo orden a Baleares). En Canarias, Castilla-León y Galicia se da el caso contrario, mientras que Castilla La Mancha y Navarra, si se tiene en cuenta el efecto desigualdad, resultan no comparables con el conjunto nacional. Nótese que estos resultados están en línea con lo que se vio en la sección II, es decir, redundan en la existencia de una cierta relación inversa entre renta media y desigualdad. Por su parte, el cuadro 3 muestra los resultados para 2007

Como se ve la relación mayor renta media-menor desigualdad que se ha dado en los decenios recientes en las regiones españolas comienza a mostrarse menos clara. En efecto, si se mira, por ejemplo, Madrid, Extremadura o Murcia se observa que la relación de dominancia (en uno u otro sentido) que se da cuando se considera la dominancia de Lorenz generalizada se altera cuando se aísla el efecto desigualdad, hecho que se puede confirmar analizando los cuadros del apéndice. En los tres casos citados, cabe destacar que la evolución del empleo ha sido diferente: mientras que en la comunidad de Madrid apenas se redujo 1% entre 2003 y 2007, en Extremadura y

CUADRO 3. *Resumen de la dominancia de Lorenz generalizada y dominancia sólo con efecto desigualdad (2003)^a*

Región	Dominancia GL	Dominancia con efecto desigualdad	Región	Dominancia GL	Dominancia con efecto desigualdad
Andalucía	++	++	C. Valenciana	X :	—
Aragón	—	—	Extremadura	++	XX
Asturias	—	—	Galicia	XX	—
Baleares	—	—	Madrid	—	X +
Canarias	X+	X -	Murcia	++	XX
Cantabria	—	—	Navarra	—	—
Castilla-León	XX	—	La Rioja	X +	—
Castilla La Mancha	++	++	País Vasco	—	—
Cataluña	—	—			

^a El primer signo en cada celda se refiere a la comparación descriptiva mientras que el segundo a la comparación con inferencia. “+” significa dominancia de España sobre la región, “—” de la región sobre España, “X” indica un cruce y “:” que no hay diferencias estadísticamente significativas.

Murcia lo hizo 4 y 3%, respectivamente.³ Por tanto, la evolución del empleo parece tener una importancia en la distribución del aumento de la renta media, aunque esta es una conclusión muy preliminar que debe ser contrastada considerando otra serie de factores, como los procesos de inmigración y la distribución funcional del ingreso.

CONCLUSIONES

En este artículo se ha introducido una técnica para descomponer las diferencias en bienestar económico y pobreza entre dos regiones en efecto desigualdad y efecto renta media, es decir, para estudiar qué parte de la diferencia en pobreza se debe a diferencias en desigualdad y qué parte a diferencias en la renta media. La principal ventaja de este instrumento, además de las propias de la dominancia estocástica, es la posibilidad de introducir la inferencia estadística en el análisis, lo que lleva a resultados más precisos al evitar los problemas de errores de muestreo.

Desde el punto de vista empírico, se ha visto que, si bien en 2003 en general en las regiones con mayor bienestar económico (y menor pobreza) que en España el efecto desigualdad contribuyó a este hecho, esta pauta parece

³ Datos procedentes de la Encuesta de Población Activa del Instituto Nacional de Estadística.

estar cambiando tal y como muestran los resultados obtenidos para 2007. La evolución del empleo puede tener mucha relación en dicho cambio, con las consecuencias de política económica que este hecho llevaría aparejadas. Sin embargo, un análisis en mayor profundidad y que considere otros factores podría añadir luz en las causas que subyacen a este cambio en la dinámica de la distribución de la renta en las regiones españolas.

APÉNDICE

Como se vio antes en la sección I:

$$GL_I^B(p) = GL_A(p) + \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \}$$

A partir de algunas operaciones algebraicas, se tiene:

$$\begin{aligned} GL_I^B(p) &= GL_A(p) + \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \} = \\ &= \frac{1}{2} \{ GL_{A,B}(p) + GL_A(p) + GL_B(p) - GL_{B,A}(p) \} \end{aligned} \quad (A1)$$

en la que:

$$GL_{A,B}(p) = \mu_A L_B(p) \quad (A2)$$

y

$$GL_{B,A}(p) = \mu_B L_A(p) \quad (A3)$$

La varianza de $GL_I^B(p)$ vendrá dada por la expresión:

$$Var(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} &Var(GL_{A,B}(p)) + Var(GL_A(p)) + Var(GL_B(p)) + Var(GL_{B,A}(p)) + \\ &2Cov[GL_{A,B}(p); GL_A(p)] + 2Cov[GL_{A,B}(p); GL_B(p)] - \\ &2Cov[GL_{A,B}(p); GL_{B,A}(p)] + 2Cov[GL_A(p); GL_B(p)] - \\ &2Cov[GL_A(p); GL_{B,A}(p)] - 2Cov[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] \end{aligned} \right\} \quad (A4)$$

Por independencia entre las distribuciones se tiene:

$$\begin{aligned} \text{Cov}[GL_A(p); GL_B(p)] &= 0 \\ \text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_A(p)] &= \text{Cov}[\mu_A L_B(p); \mu_A L_A(p)] = 0 \end{aligned} \quad (\text{A5})$$

pues se trata de la covarianza entre las distribuciones en las dos regiones escaladas por una misma cantidad. También:

$$\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_{B,A}(p)] = \text{Cov}[\mu_A L_B(p); \mu_B L_A(p)] = 0 \quad (\text{A6})$$

$$\text{Cov}[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] = \text{Cov}[\mu_B L_B(p); \mu_B L_A(p)] = 0 \quad (\text{A7})$$

Por otra parte:

$$\begin{aligned} \text{Var}[\mu_A L_B(p) + \mu_B L_B(p)] &= \text{Var}[(\mu_A + \mu_B)L_B(p)] = \\ &= \text{Var}(\mu_A L_B(p)) + \text{Var}(\mu_B L_B(p)) + 2\text{Cov}[\mu_A L_B(p); \mu_B L_B(p)] \end{aligned} \quad (\text{A8})$$

A partir de la expresión (A8) se puede escribir:

$$\begin{aligned} 2\text{Cov}[\mu_A L_B(p); \mu_B L_B(p)] &= \text{Var}(\mu_A L_B(p)) + \\ &+ \text{Var}(\mu_B L_B(p)) - \text{Var}[(\mu_A + \mu_B)L_B(p)] \end{aligned} \quad (\text{A9})$$

$$\begin{aligned} 2\text{Cov}[\mu_A L_A(p); \mu_B L_A(p)] &= \text{Var}(\mu_A L_A(p)) + \\ &+ \text{Var}(\mu_B L_A(p)) - \text{Var}[(\mu_A + \mu_B)L_A(p)] \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

Sustituyendo en (A4) se llega a:

$$\text{Var}(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} &\text{Var}(GL_{A,B}(p)) + \text{Var}(GL_A(p)) + \text{Var}(GL_B(p)) + \text{Var}(GL_{B,A}(p)) + \\ &+ 2\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_B(p)] - 2\text{Cov}[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] \end{aligned} \right\} \quad (\text{A11})$$

Teniendo en cuenta los resultados de (A9) y (A10), (A11) se convierte en:

$$Var(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} & Var(\mu_A L_B(p)) + Var(\mu_A L_A(p)) + Var(\mu_B L_B(p)) + Var(\mu_B L_A(p)) + \\ & + Var(\mu_A L_B(p)) + Var(\mu_B L_B(p)) - Var[(\mu_A + \mu_B)L_B(p)] - \\ & - Var(\mu_A L_A(p)) - Var(\mu_B L_A(p)) + Var[(\mu_A + \mu_B)L_A(p)] \end{aligned} \right\} \quad (A12)$$

Simplificando (A12):

$$Var(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ 2Var(\mu_B L_B(p)) + 2Var(\mu_A L_B(p)) - Var[(\mu_A + \mu_B)L_B(p)] + \right. \\ \left. + Var[(\mu_A + \mu_B)L_A(p)] \right\} \quad (A13)$$

La varianza de la curva de Lorenz generalizada construida para la región B a partir de la de la región A, considerando el efecto distribución, se calcula a partir de: *i*) la varianza de la curva de Lorenz generalizada de la región B; *ii*) la varianza de la curva de Lorenz generalizada que se construye escalando la curva de Lorenz de la distribución de la región A por la renta media de la región B; *iii*) las varianzas de las curvas de Lorenz generalizadas que se construyen escalando las curvas de Lorenz de las distribuciones de A y B por la suma de la renta media de las dos regiones.

Para conocer la expresión final que se utilizará en el cálculo de las varianzas de GL_A y de GL_I^B , hay que recordar que la varianza de la curva de Lorenz generalizada para cada cuantil viene dada por (Beach y Davidson, 1983): $\sigma_{ij} = p_i [\lambda_i^2 + (1-p_j)(\xi_{pi} - \gamma_i)^2]$ para $i = j$.

En el caso de GL_A el cálculo es inmediato. Para GL_i^B , la varianza vendrá dada, para $i = j$, por:

$$Var(GL_I^B) = \sigma_{ii}^{i,B} = \frac{1}{4} \left\{ 2\sigma_{ij}^{B,B} + 2\sigma_{ij}^{A,B} - \sigma_{ij}^{A,B*} + \sigma_{ij}^{A*,B} \right\} \quad (A14)$$

Desarrollando las expresiones de esta varianza para el caso que se analiza se tiene que:

$$Var(GL_I^B) = \sigma_{ii}^{i,B} = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} & 2 \left(p_i \left[\lambda_{i,B}^2 + (1-p_j)(\xi_{pi,B} - \gamma_{i,B})^2 \right] \right) + \\ & 2 \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_A}{\mu_B} \right)^2 \lambda_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A}{\mu_B} \xi_{pi,B} - \frac{\mu_A}{\mu_B} \gamma_{i,B} \right)^2 \right] \right) - \\ & - \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \right)^2 \lambda_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \xi_{pi,B} - \frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \gamma_{i,B} \right)^2 \right] \right) + \\ & + \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \right)^2 \lambda_{i,A}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_A} \xi_{pi,A} - \frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_A} \gamma_{i,A} \right)^2 \right] \right) \end{aligned} \right\} \quad (A15)$$

Y el estadístico de prueba se puede escribir como:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_I^B - \hat{GL}_A}{\left[\left(2 \left(p_i \left[\lambda_{i,B}^2 + (1-p_j) (\xi_{pi,B} - \gamma_{i,B})^2 \right] \right) / N_B + \right. \right.} \\ \left. \left. 2 \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_A}{\mu_B} \right)^2 \lambda_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A}{\mu_B} \xi_{pi,B} - \frac{\mu_A}{\mu_B} \gamma_{i,B} \right)^2 \right] \right) / N_B \right. \right. \\ \left. \left. \frac{1}{4} \left(- p_i \left[\left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \right)^2 \lambda_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \xi_{pi,B} - \frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_B} \gamma_{i,B} \right)^2 \right] \right) / N_B \right. \right. \\ \left. \left. + \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_A} \right)^2 \lambda_{i,A}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_A} \xi_{pi,A} - \frac{\mu_A + \mu_B}{\mu_A} \gamma_{i,A} \right)^2 \right] \right) / N_A \right. \right] \right]^{1/2} \quad (A6)$$

CUADRO A1. *España-Andalucía (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	250.06	7.86	***	308.71	0.85	
2	868.00	699.98	12.88	***	862.16	0.67	
3	1 567.50	1 261.14	16.84	***	1 553.33	1.17	
4	2 405.21	1 926.48	20.06	***	2 374.11	1.94	
5	3 381.64	2 701.90	22.27	***	3 330.37	2.52	
6	4 499.67	3 609.02	24.02	***	4 446.08	2.11	
7	5 776.71	4 637.67	25.89	***	5 714.06	2.02	
8	7 255.82	5 825.36	27.56	***	7 175.90	2.11	
9	9 016.94	7 269.76	27.75	***	8 951.95	1.37	
10	11 707.43	9 514.65	24.20	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A2. *España-Aragón (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	423.56	-6.68	***	394.78	-11.14	***
2	868.00	1 094.76	-9.01	***	1 016.04	-13.35	***
3	1 567.50	1 895.90	-9.64	***	1 757.01	-12.77	***
4	2 405.21	2 823.23	-9.17	***	2 614.06	-10.86	***
5	3 381.64	3 902.69	-8.67	***	3 611.25	-9.37	***
6	4 499.67	5 142.95	-8.95	***	4 755.58	-8.61	***
7	5 776.71	6 530.80	-8.90	***	6 032.55	-7.23	***
8	7 255.82	8 096.92	-8.30	***	7 480.48	-5.30	***
9	9 016.94	10 006.85	-8.24	***	9 246.34	-4.41	***
10	11 707.43	12 696.11	-6.18	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A3. *España-Asturias (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	380.09	-3.36	***	359.38	-6.48	***
2	868.00	1 040.33	-6.05	***	984.54	-10.70	***
3	1 567.50	1 840.12	-6.71	***	1 737.70	-11.27	***
4	2 405.21	2 792.19	-7.29	***	2 637.74	-11.69	***
5	3 381.64	3 875.13	-7.73	***	3 662.05	-11.41	***
6	4 499.67	5 107.52	-8.12	***	4 816.09	-10.73	***
7	5 776.71	64 37.20	-7.84	***	6 074.04	-8.65	***
8	7 255.82	7 922.49	-7.02	***	7 462.79	-5.18	***
9	9 016.94	9 669.03	-5.55	***	9 102.95	-1.76	
10	11 707.43	12 440.13	-4.19	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A4. *España-Baleares (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	289.32	1.18		254.40	9.51	***
2	868.00	917.39	-1.28		812.99	4.74	***
3	1 567.50	1 744.22	-3.42	***	1 551.00	0.99	
4	2 405.21	2 696.71	-4.69	***	2 399.75	0.26	
5	3 381.64	3 772.72	-5.19	***	3 356.33	0.99	
6	4 499.67	5 018.07	-5.58	***	4 462.68	1.18	
7	5 776.71	6 459.50	-6.22	***	5 741.98	0.92	
8	7 255.82	8 115.45	-6.51	***	7 219.27	0.80	
9	9 016.94	10 068.31	-6.96	***	8 958.93	1.06	
10	11 707.43	13 165.62	-6.48	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A5. *España-Canarias (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	293.06	1.43		325.95	-2.04	
2	868.00	805.45	3.01	**	894.95	-2.88	**
3	1 567.50	1 441.63	4.21	***	1 602.14	-2.67	*
4	2 405.21	2 200.49	5.29	***	2 446.43	-2.42	
5	3 381.64	3 077.87	5.98	***	3 422.63	-1.89	
6	4 499.67	4 085.71	6.77	***	4 543.07	-1.63	
7	5 776.71	5 232.11	7.78	***	5 819.87	-1.34	
8	7 255.82	6 554.46	8.21	***	7 290.15	-0.87	
9	9 016.94	8 126.85	8.80	***	9 040.42	-0.48	
10	11 707.43	10 522.94	8.60	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A6. *España-Cantabria (2003)*

<i>Decil</i>	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	<i>Sig.</i>	\hat{GL}_I	T_{GLi}	<i>Sig.</i>
1	313.37	446.12	-7.26	***	421.72	-15.54	***
2	868.00	1 147.56	-8.31	***	1 080.66	-18.30	***
3	1 567.50	2 015.88	-9.60	***	1 897.03	-20.49	***
4	2 405.21	3 017.44	-10.50	***	2 838.20	-21.24	***
5	3 381.64	4 121.38	-10.99	***	3 873.32	-20.32	***
6	4 499.67	5 303.83	-10.60	***	4 977.93	-17.18	***
7	5 776.71	6 610.14	-9.42	***	6 194.33	-12.87	***
8	7 255.82	8 095.76	-7.61	***	7 585.49	-8.44	***
9	9 016.94	9 823.50	-6.51	***	9 200.33	-3.95	***
10	11 707.43	12 521.62	-4.02	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A7. *España-Castilla y León (2003)*

<i>Decil</i>	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	<i>Sig.</i>	\hat{GL}_I	T_{GLi}	<i>Sig.</i>
1	313.37	284.56	2.23		318.30	-0.81	
2	868.00	791.06	3.92	***	884.53	-1.77	
3	1 567.50	1 422.83	5.37	***	1 588.84	-1.66	
4	2 405.21	2 182.74	6.05	***	2 438.63	-1.93	
5	3 381.64	3 070.09	6.67	***	3 428.92	-2.14	
6	4 499.67	4 091.38	7.23	***	4 568.75	-2.53	
7	5 776.71	5 272.07	7.48	***	5 884.58	-3.23	**
8	7 255.82	6 636.81	7.81	***	7 410.46	-3.79	***
9	9 016.94	8 247.27	8.35	***	9 208.91	-3.83	***
10	11 707.43	10 478.86	10.79	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A8. *España-Castilla-La Mancha (2003)*

<i>Decil</i>	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	<i>Sig.</i>	\hat{GL}_I	T_{GLi}	<i>Sig.</i>
1	313.37	309.13	0.36		356.41	-8.26	***
2	868.00	793.28	4.27	***	912.42	-5.57	***
3	1 567.50	1 378.51	7.74	***	1 589.43	-1.97	
4	2 405.21	2 051.22	10.90	***	2 370.44	2.38	
5	3 381.64	2 863.88	11.82	***	3 308.52	3.85	***
6	4 499.67	3 809.95	12.19	***	4 402.22	4.02	***
7	5 776.71	4 898.61	12.82	***	5 659.68	3.88	***
8	7 255.82	6 171.41	13.05	***	7 131.56	3.30	***
9	9 016.94	7 713.34	13.40	***	8 909.23	2.27	
10	11 707.43	10 153.97	10.94	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A9. *España-Cataluña (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	383.10	-5.58	***	324.04	-1.42	
2	868.00	1 072.99	-9.77	***	908.42	-3.22	**
3	1 567.50	1 946.55	-12.92	***	1 648.73	-4.61	***
4	2 405.21	2 973.30	-15.32	***	2 517.09	-4.98	***
5	3 381.64	4 157.40	-16.72	***	3 517.65	-4.87	***
6	4 499.67	5 496.62	-17.95	***	4 649.11	-4.46	***
7	5 776.71	7 025.35	-19.15	***	5 938.17	-4.07	***
8	7 255.82	8 746.45	-19.61	***	7 386.75	-2.81	**
9	9 016.94	10 806.26	-19.91	***	9 121.65	-1.87	
10	11 707.43	13 883.14	-17.74	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A10. *España-C. Valenciana (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	336.63	-1.92		349.77	-5.72	***
2	868.00	900.01	-1.77		934.40	-6.90	***
3	1 567.50	1 597.54	-1.21		1 657.50	-6.80	***
4	2 405.21	2 412.29	-0.22		2 503.30	-5.67	***
5	3 381.64	3 353.19	0.68		3 482.42	-4.58	***
6	4 499.67	4 449.75	0.97		4 617.17	-4.30	***
7	5 776.71	5 685.82	1.51		5 900.29	-3.74	***
8	7 255.82	7 094.58	2.28		7 364.21	-2.72	*
9	9 016.94	8 759.14	3.08	**	9 093.36	-1.56	
10	11 707.43	11 277.95	3.59	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A11. *España-Extremadura (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	220.74	6.05	***	298.21	2.35	
2	868.00	644.79	9.88	***	864.02	0.42	
3	1 567.50	1 156.10	14.27	***	1 551.84	1.25	
4	2 405.21	1 766.56	17.39	***	2 370.84	2.14	
5	3 381.64	2 460.70	20.49	***	3 306.69	3.77	***
6	4 499.67	3 243.62	24.21	***	4 365.88	5.57	***
7	5 776.71	4 123.84	26.20	***	5 562.64	7.39	***
8	7 255.82	5 195.34	26.50	***	6 997.89	7.22	***
9	9 016.94	6 591.12	23.00	***	8 851.49	3.48	***
10	11 707.43	8 743.78	21.03	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A12. *España-Galicia (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	288.06	2.13		317.65	-0.71	
2	868.00	819.57	2.41		903.44	-3.60	***
3	1 567.50	1 485.14	3.01	**	1 635.91	-5.03	***
4	2 405.21	2 271.08	3.79	***	2 503.45	-5.53	***
5	3 381.64	3 174.97	4.76	***	3 496.70	-5.19	***
6	4 499.67	4 187.16	6.10	***	4 612.90	-4.24	***
7	5 776.71	5 316.32	7.77	***	5 859.95	-2.62	*
8	7 255.82	6 601.24	9.45	***	7 281.88	-0.68	
9	9 016.94	8 127.59	10.71	***	8 972.14	0.95	
10	11 707.43	10 613.81	8.69	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A13. *España-Madrid (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	474.67	-13.28	***	404.48	-11.82	***
2	868.00	1 224.98	-17.13	***	1 035.88	-13.47	***
3	1 567.50	2 141.41	-19.35	***	1 805.39	-13.83	***
4	2 405.21	3 199.76	-20.89	***	2 693.60	-13.20	***
5	3 381.64	4 402.57	-21.71	***	3 695.20	-11.74	***
6	4 499.67	5 748.16	-21.80	***	4 816.51	-9.89	***
7	5 776.71	7 251.42	-22.72	***	6 065.39	-7.80	***
8	7 255.82	8 922.10	-21.74	***	7 448.03	-4.43	***
9	9 016.94	10 918.62	-20.51	***	9 100.63	-1.60	
10	11 707.43	14 058.20	-17.19	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A14. *España-Murcia (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	223.91	6.61	***	256.88	11.38	***
2	868.00	708.19	6.37	***	803.07	7.09	***
3	1 567.50	1 334.21	6.62	***	1 510.69	4.28	***
4	2 405.21	2 073.59	7.66	***	2 342.49	3.64	***
5	3 381.64	2 920.50	8.58	***	3 300.19	3.76	***
6	4 499.67	3 886.96	9.84	***	4 389.56	4.19	***
7	5 776.71	4 974.80	10.69	***	5 623.79	4.81	***
8	7 255.82	6 290.20	10.71	***	7 104.03	3.87	***
9	9 016.94	7 840.93	10.93	***	8 858.79	3.24	**
10	11 707.43	10 382.15	6.70	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A15. *España-Navarra (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	289.46	0.78		244.41	7.31	***
2	868.00	966.51	-2.05		832.12	2.35	
3	1 567.50	1 851.61	-4.67	***	1 596.96	-1.46	
4	2 405.21	2 909.58	-6.51	***	2 515.50	-4.26	***
5	3 381.64	4 106.60	-8.39	***	3 547.31	-5.49	***
6	4 499.67	5 443.18	-9.20	***	4 696.59	-5.52	***
7	5 776.71	6 952.41	-9.92	***	6 001.43	-5.42	***
8	7 255.82	8 649.28	-10.33	***	7 459.60	-4.26	***
9	9 016.94	10 623.25	-10.59	***	9 156.12	-2.50	
10	11 707.43	13 610.59	-8.89	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A16. *España-La Rioja (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	344.96	-1.94		356.16	-6.64	***
2	868.00	920.97	-1.90		944.67	-7.72	***
3	1 567.50	1 647.48	-1.94		1 689.51	-8.72	***
4	2 405.21	2 516.79	-1.98		2 581.50	-9.46	***
5	3 381.64	3 528.09	-2.07		3 616.22	-9.97	***
6	4 499.67	4 650.01	-1.79		4 768.88	-9.46	***
7	5 776.71	5 916.13	-1.40		6 069.18	-8.58	***
8	7 255.82	7 369.94	-1.01		7 560.13	-7.49	***
9	9 016.94	9 034.52	-0.14		9 265.31	-5.12	***
10	11 707.43	11 418.77	1.67		11 707.43	0.00	

CUADRO A17. *España-País Vasco (2003)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	423.01	-6.77	***	379.65	-9.36	***
2	868.00	1 129.78	-9.71	***	1 006.22	-11.86	***
3	1 567.50	1 996.59	-10.82	***	1 777.18	-12.62	***
4	2 405.21	3 049.10	-12.47	***	2 710.66	-13.97	***
5	3 381.64	4 234.61	-14.14	***	3 761.26	-14.37	***
6	4 499.67	5 530.11	-14.58	***	4 908.74	-13.11	***
7	5 776.71	7 011.45	-14.38	***	6 218.10	-11.78	***
8	7 255.82	8 680.49	-14.60	***	7 689.95	-9.93	***
9	9 016.94	10 616.59	-14.35	***	9 391.53	-7.25	***
10	11 707.43	13 268.07	-10.23	***	11 707.43	0.00	

CUADRO A18. *España-Andalucía (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	140.41	5.03	***	181.96	4.91	***
2	906.70	646.10	7.55	***	796.35	4.26	***
3	1 679.16	1 281.80	10.24	***	1 568.79	3.86	***
4	2 599.30	2 037.93	12.91	***	2 487.95	3.52	***
5	3 666.16	2 909.86	15.50	***	3 549.72	3.29	***
6	4 892.83	3 909.46	17.67	***	4 764.51	3.21	**
7	6 307.05	5 077.53	19.27	***	6 185.09	2.65	*
8	7 942.02	6 446.35	20.21	***	7 847.00	1.77	
9	9 911.72	8 101.60	21.14	***	9 854.76	0.88	
10	12 863.25	10 582.88	20.94	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A19. *España-Aragón (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	466.84	-9.03	***	441.42	-9.95	***
2	906.70	1 174.65	-9.26	***	1 100.51	-11.14	***
3	1 679.16	2 031.82	-8.07	***	1 897.84	-10.18	***
4	2 599.30	3 055.78	-7.40	***	2 866.42	-9.96	***
5	3 666.16	4 288.40	-8.27	***	4 001.27	-10.42	***
6	4 892.83	5 658.75	-8.54	***	5 272.87	-10.00	***
7	6 307.05	7 196.32	-8.40	***	6 702.58	-8.85	***
8	7 942.02	8 932.81	-8.00	***	8 321.21	-7.24	***
9	9 911.72	10 949.87	-7.35	***	10 186.74	-4.43	***
10	12 863.25	13 842.43	-5.26	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A20. *España-Asturias (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	470.47	-8.95	***	460.28	-16.68	***
2	906.70	1 198.55	-10.01	***	1 166.08	-19.28	***
3	1 679.16	2 068.97	-9.65	***	2 006.30	-18.56	***
4	2 599.30	3 074.11	-8.92	***	2 980.18	-17.09	***
5	3 666.16	4 219.09	-8.50	***	4 085.61	-15.40	***
6	4 892.83	5 515.25	-7.78	***	5 342.51	-13.51	***
7	6 307.05	6 990.92	-7.06	***	6 763.05	-11.33	***
8	7 942.02	8 650.78	-6.25	***	8 371.66	-8.94	***
9	9 911.72	10 647.88	-5.45	***	10 297.25	-6.52	***
10	12 863.25	13 318.10	-2.72	*	12 863.25	0.00	

CUADRO A21. *España-Baleares (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	359.89	-1.66		340.49	-3.26	**
2	906.70	1 045.77	-2.79	*	996.92	-5.28	***
3	1 679.16	1 924.87	-3.87	***	1 817.35	-6.48	***
4	2 599.30	2 957.94	-4.91	***	2 781.62	-7.15	***
5	3 666.16	4 111.95	-5.03	***	3 868.34	-6.59	***
6	4 892.83	5 420.40	-5.05	***	5 106.87	-5.85	***
7	6 307.05	6 910.93	-4.98	***	6 492.71	-4.31	***
8	7 942.02	8 602.75	-4.45	***	8 082.75	-2.72	*
9	9 911.72	10 719.62	-4.65	***	10 065.05	-2.41	
10	12 863.25	13 709.99	-3.77	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A22. *España-Canarias (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	300.66	-0.22		333.54	-3.61	***
2	906.70	862.09	1.60		959.51	-3.86	***
3	1 679.16	1 566.77	2.89	**	1 746.34	-3.80	***
4	2 599.30	2 406.62	4.02	***	2 683.23	-3.83	***
5	3 666.16	3 352.63	5.55	***	3 739.76	-2.78	*
6	4 892.83	4 454.74	6.17	***	4 965.10	-2.23	
7	6 307.05	5 687.28	7.34	***	6 350.13	-1.11	
8	7 942.02	7 135.99	8.07	***	7 963.29	-0.45	
9	9 911.72	8 882.77	8.39	***	9 906.72	0.09	
10	12 863.25	11 533.19	8.30	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A23. *España-Cantabria (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	438.83	-5.15	***	430.20	-11.95	***
2	906.70	1 178.65	-6.37	***	1 153.85	-15.85	***
3	1 679.16	2 062.28	-7.09	***	2 020.37	-17.40	***
4	2 599.30	3 080.74	-7.02	***	3 023.71	-17.53	***
5	3 666.16	4 249.65	-6.85	***	4 151.09	-16.54	***
6	4 892.83	5 551.27	-6.62	***	5 424.80	-15.31	***
7	6 307.05	6 967.78	-5.95	***	6 817.95	-12.69	***
8	7 942.02	8 579.59	-4.91	***	8 375.39	-9.19	***
9	9 911.72	10 500.12	-3.59	***	10 242.54	-5.66	***
10	12 863.25	13 196.22	-1.67		12 863.25	0.00	

CUADRO A24. *España-Castilla y León (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	380.96	-5.11	***	392.46	-8.58	***
2	906.70	977.99	-3.11	**	1 009.79	-7.46	***
3	1 679.16	1 728.30	-1.46		1 782.41	-5.79	***
4	2 599.30	2 607.80	-0.20		2 696.53	-4.39	***
5	3 666.16	3 650.99	0.27		3 769.80	-3.74	***
6	4 892.83	4 838.85	0.77		5 001.22	-3.19	**
7	6 307.05	6 201.30	1.26		6 406.67	-2.43	
8	7 942.02	7 815.78	1.28		8 066.22	-2.50	
9	9 911.72	9 650.46	2.25		9 974.23	-1.03	
10	12 863.25	12 461.22	2.60	*	12 863.25	0.00	

CUADRO A25. *España-Castilla-La Mancha (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	219.65	2.43		260.44	2.49	
2	906.70	758.27	4.04	***	884.69	1.26	
3	1 679.16	1 403.60	6.18	***	1 637.30	2.05	
4	2 599.30	2 172.03	8.11	***	2 531.70	2.82	**
5	3 666.16	3 068.19	9.32	***	3 578.03	3.10	**
6	4 892.83	4 092.53	10.87	***	4 773.29	3.56	***
7	6 307.05	5 291.81	11.34	***	6 163.81	3.56	***
8	7 942.02	6 690.45	12.09	***	7 789.49	3.16	**
9	9 911.72	8 332.51	12.89	***	9 712.67	3.35	***
10	12 863.25	11 065.37	9.88	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A26. *España-Cataluña (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	342.35	-1.95		313.16	-1.16	
2	906.70	1 067.96	-5.12	***	978.10	-3.80	***
3	1 679.16	1 969.93	-7.63	***	1 804.27	-5.40	***
4	2 599.30	3 021.55	-9.27	***	2 764.35	-5.94	***
5	3 666.16	4 204.13	-9.97	***	3 846.79	-5.49	***
6	4 892.83	5 558.61	-10.52	***	5 079.27	-4.82	***
7	6 307.05	7 109.99	-10.76	***	6 493.75	-4.08	***
8	7 942.02	8 881.34	-10.86	***	8 108.65	-3.10	**
9	9 911.72	10 974.12	-10.42	***	10 014.31	-1.58	
10	12 863.25	14 103.61	-9.12	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A27. *España-C. Valenciana (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	332.44	-1.64		339.33	-3.28	**
2	906.70	956.57	-1.80		976.38	-4.34	***
3	1 679.16	1 714.65	-0.99		1 753.09	-3.76	***
4	2 599.30	2 617.80	-0.41		2 674.05	-3.13	**
5	3 666.16	3 660.36	0.10		3 738.89	-2.51	
6	4 892.83	4 863.52	0.44		4 966.27	-2.11	
7	6 307.05	6 230.12	0.99		6 366.61	-1.43	
8	7 942.02	7 820.89	1.32		7 989.96	-0.96	
9	9 911.72	9 699.34	1.93		9 912.32	-0.01	
10	12 863.25	12 594.89	1.77		12 863.25	0.00	

CUADRO A28. *España-Extremadura (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	250.70	2.48		327.54	-3.18	**
2	906.70	732.01	6.71	***	959.83	-4.10	***
3	1 679.16	1 311.48	10.90	***	1 724.72	-2.80	*
4	2 599.30	1 974.21	14.81	***	2 607.15	-0.40	
5	3 666.16	2 744.13	17.77	***	3 627.07	1.62	
6	4 892.83	3 609.51	20.74	***	4 779.76	3.90	***
7	6 307.05	4 599.04	23.08	***	6 096.79	6.02	***
8	7 942.02	5 826.68	20.52	***	7 717.22	5.08	***
9	9 911.72	7 375.49	21.21	***	9 753.09	2.79	*
10	12 863.25	9 751.84	18.31	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A29. *España-Galicia (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	366.81	-4.78	***	402.03	-10.98	***
2	906.70	957.38	-2.33		1 046.54	-11.06	***
3	1 679.16	1 709.52	-0.91		1 873.38	-11.24	***
4	2 599.30	2 617.60	-0.44		2 866.97	-12.12	***
5	3 666.16	3 632.52	0.68		3 980.84	-11.71	***
6	4 892.83	4 763.87	2.19		5 224.93	-10.31	***
7	6 307.05	6 032.91	3.92	***	6 624.77	-8.26	***
8	7 942.02	7 479.01	5.66	***	8 222.68	-6.11	***
9	9 911.72	9 192.34	7.45	***	10 105.29	-3.43	***
10	12 863.25	11 693.47	9.08	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A30. *España-Madrid (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	409.02	-3.53	***	343.76	-2.89	**
2	906.70	1 111.98	-5.26	***	924.21	-0.90	
3	1 679.16	2 012.74	-6.99	***	1 670.29	0.38	
4	2 599.30	3 097.56	-8.57	***	2 564.11	1.23	
5	3 666.16	4 371.28	-9.73	***	3 620.24	1.31	
6	4 892.83	5 848.71	-11.13	***	4 842.67	1.20	
7	6 307.05	7 526.38	-12.00	***	6 235.72	1.43	
8	7 942.02	9 529.09	-12.79	***	7 893.05	0.81	
9	9 911.72	11 949.72	-14.12	***	9 902.49	0.13	
10	12 863.25	15 520.84	-13.94	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A31. *España-Murcia (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	147.57	6.92	***	179.56	10.90	***
2	906.70	623.60	7.31	***	734.46	11.36	***
3	1 679.16	1 313.97	6.88	***	1 530.39	7.23	***
4	2 599.30	2 190.95	6.13	***	2 538.33	2.30	
5	3 666.16	3 197.59	5.96	***	3 695.90	-0.92	
6	4 892.83	4 336.09	6.16	***	5 006.57	-2.98	**
7	6 307.05	5 639.93	6.35	***	6 505.94	-4.40	***
8	7 942.02	7 118.87	6.95	***	8 216.73	-5.18	***
9	9 911.72	8 835.09	8.22	***	10 193.25	-4.48	***
10	12 863.25	11 126.62	11.03	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A32. *España-Navarra (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	579.49	-10.05	***	480.39	-12.06	***
2	906.70	1 516.11	-13.80	***	1 240.93	-15.63	***
3	1 679.16	2 621.46	-16.08	***	2 135.85	-17.32	***
4	2 599.30	3 895.63	-17.54	***	3 159.96	-17.92	***
5	3 666.16	5 340.22	-18.27	***	4 304.29	-17.34	***
6	4 892.83	6 930.54	-19.59	***	5 561.13	-16.11	***
7	6 307.05	8 659.63	-19.10	***	6 928.20	-13.03	***
8	7 942.02	10 659.11	-18.72	***	8 497.52	-10.08	***
9	9 911.72	12 926.01	-17.46	***	10 275.24	-5.61	***
10	12 863.25	16 268.10	-14.77	***	12 863.25	0.00	

CUADRO A33. *España-La Rioja (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	365.59	-2.29		379.15	-7.18	***
2	906.70	971.21	-1.55		1 014.96	-7.54	***
3	1 679.16	1 748.79	-1.29		1 822.38	-7.91	***
4	2 599.30	2 687.75	-1.27		2 799.80	-8.76	***
5	3 666.16	3 756.92	-1.04		3 914.67	-8.80	***
6	4 892.83	5 003.52	-1.06		5 205.96	-9.09	***
7	6 307.05	6 431.77	-0.98		6 700.91	-9.30	***
8	7 942.02	8 080.11	-0.93		8 424.38	-9.46	***
9	9 911.72	9 986.32	-0.45		10 399.44	-8.00	***
10	12 863.25	12 347.62	2.76	*	12 863.25	0.00	

CUADRO A34. *España-País Vasco (2007)*

Decil	\hat{GL}_A	\hat{GL}_B	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	296.49	393.60	-2.44		338.57	-2.48	
2	906.70	1 232.15	-6.40	***	1 058.66	-6.89	***
3	1 679.16	2 263.69	-9.63	***	1 943.07	-9.83	***
4	2 599.30	3 433.52	-12.01	***	2 944.81	-11.08	***
5	3 666.16	4 755.86	-13.08	***	4 069.27	-10.97	***
6	4 892.83	6 242.02	-14.34	***	5 340.32	-10.62	***
7	6 307.05	7 907.19	-14.96	***	6 756.02	-9.28	***
8	7 942.02	9 806.66	-15.15	***	8 359.19	-7.46	***
9	9 911.72	11 992.46	-14.27	***	10 207.64	-4.46	***
10	12 863.25	15 158.44	-12.55	***	12 863.25	0.00	

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahamdanech, I., M. Prieto y C. García (2010), “Convergencia regional de las distribuciones personales de la renta en España (1990-2003)”, *Revista de Economía Aplicada*, 18, 1, pp. 35-61.
- Atkinson, A. B. (1970), “On the Measurement of Inequality”, *Journal of Economic Theory*, 2, pp. 244-263.
- Ayala, L., A. Jurado y F. Pedraja (2006), “Desigualdad y bienestar en la distribución intraterritorial de la renta, 1973-2000”, *Investigaciones Regionales*, 8, pp. 5-30.
- Beach, C., y R. Davidson (1983), “Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares”, *Review of Economic Studies*, 50, pp. 723-735.
- 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”, J. Bergstrand, T. Cosimano y R. G. Sheehan (comp.), *The Changing Distribution of Income in an Open U.S. Economy*, North Holland.
- _____, ____ y P. D. Thistle (1989), “Statistical Inference, Income Distributions and Social Welfare”, D. J. Slotje (comp.), *Research on Economic Inequality*, vol.1, Greenwich, JAI Press.
- Dasgupta, P., A. Sen y D. Starrett (1973), “Notes on the Measurement of Inequality”, *Journal of Economic Theory*, 6, pp. 180-187.
- FOESSA (2008), *Desigualdad, pobreza y privación*, Cáritas Española, Editores, Fundación Fomento de Estudios Sociales y de Sociología Aplicada.
- Foster, J. E., y A. F. Shorrocks (1988), “Poverty Orderings and Welfare Dominance”, *Social Choice and Welfare*, 5, pp. 179-198.
- Gatsworth, J. L. (1971), “A General Definition of the Lorenz Curve”, *Econometrica*, 39, pp. 1037-1039.
- Kakwani, N., y M. Pernía (2000), “What is Pro-poor Growth?”, *Asian Development Review*, 18, 1, pp. 1-16.
- _____(2000), “On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand”, *Journal of Quantitative Economics*, 16, 1, pp. 67-80.
- _____, y H. Son (2008), “Poverty Equivalent Growth Rate”, *Review of Income and Wealth*, 54, 4, pp. 643-655.
- Ravallion, M., y S. Chen (2003), “Measuring Pro-Poor Growth”, *Economic Letters*, 78, pp. 93-99.
- Sen, A. K. (1973), *On Economic Inequality*, Oxford University Press.
- Shorrocks, A. F. (1983), “Ranking Income Distributions”, *Economica*, 50, pp. 3-17.
- Son, H. (2004), “A Note on Pro-Poor Growth”, *Economic Letters*, 82, pp. 307-314.
- 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, pp. 87-93.