

CAPÍTULO 4

Efecto de la distribución del ingreso sobre la pobreza: un análisis basado en la dominancia estocástica con inferencia estadística

1. INTRODUCCIÓN

En el tercer capítulo de esta tesis doctoral se ha desarrollado una nueva descomposición del efecto que el crecimiento económico tiene sobre la pobreza en dos partes: *efecto desigualdad* y *efecto crecimiento*. Esta descomposición está basada en las técnicas de la dominancia estocástica. En el mismo se han visto también las ventajas de dicha descomposición: por un lado, evita el problema de la multiplicidad de índices (Bishop y Formby, 1994). Por otro, se apoya en pocos y explícitos juicios de valor, lo cual es de interés en cualquier análisis relacionado con la economía del bienestar. Además, se han desarrollado las varianzas necesarias para llevar a cabo un análisis de inferencia estadística. Este análisis se ha empleado para analizar si el crecimiento de las regiones españolas, y de España en su conjunto, ha sido o no *pro-poor*.

Ahora bien, en el análisis de la pobreza en las distintas regiones surgía la pregunta de cómo de favorable a los pobres era la distribución del ingreso. Es decir: *¿si Extremadura tuviese la misma renta media que España, tendría la misma pobreza, más o menos?* Y para responder a esta pregunta, las herramientas que se han desarrollado en el capítulo 3 pueden jugar un papel importante. En efecto, a partir de una redefinición de las medidas y estadísticos desarrollados en dicho capítulo, en este se obtiene una medida para descomponer la diferencia en pobreza entre regiones en *efecto renta media* y *efecto distribución* (o *efecto desigualdad*) y se desarrolla un estadístico para contrastar si el *efecto distribución* es estadísticamente significativo.

Este capítulo se divide en tres apartados. En el primero se definen las herramientas teóricas que se van a emplear. En el segundo punto se analizan los resultados obtenidos para las diferentes regiones españolas, cerrándose el capítulo con unas consideraciones finales.

2. MARCO TEÓRICO

Como se ha indicado en la introducción, las herramientas teóricas que se emplean en este capítulo son las mismas que se desarrollaron en el anterior, adaptándolas para el análisis transversal.

2.1 Efecto desigualdad y Efecto renta media

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

$$GL_B(p) - GL_A(p) = m_B L_B(p) - m_A L_A(p) \quad [1]$$

Como se muestra en la expresión [1], las diferencias en las ordenadas de las curvas de Lorenz generalizadas se pueden deber a diferencias en m (diferencias en renta media), en $L(p)$ (diferencias en desigualdad) o a una conjunción de ambos factores. Siguiendo el razonamiento empleado en el capítulo 3, los dos efectos mencionados se pueden descomponer como:

$$\Delta GL_i = \frac{1}{2} \{m_A L_B(p) - m_A L_A(p) + m_B L_B(p) - m_B L_A(p)\} \quad [2]$$

$$\Delta GL_{rm} = \frac{1}{2} \{m_B L_A(p) - m_A L_A(p) + m_B L_B(p) - m_A L_B(p)\} \quad [3]$$

siendo:

$$\Delta GL_i + \Delta GL_{rm} = GL_B(p) - GL_A(p) \quad [4]$$

La ecuación [4] 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). Ahora bien, lo que se pretende es conocer cuál sería la curva de Lorenz generalizada en la región B en el caso de que la misma tuviese la misma renta media que la región A . En este caso, es inmediato a partir de la expresión [3] que el *efecto renta media* sería cero, por lo que la curva de Lorenz generalizada de la región B se podría escribir como:

$$GL_I^B(p) = GL_A(p) + \frac{1}{2} \{m_A L_B(p) - m_A L_A(p) + m_B L_B(p) - m_B L_A(p)\} \quad [5]$$

Si a la ecuación [5] se le suma el *efecto renta media*, se obtienen las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada que efectivamente se tiene en la región B . Es interesante ver que [5] muestra las diferencias que se dan entre las dos regiones debido a la diferencia en la desigualdad, medida a través de la curva de Lorenz, que hay entre las mismas.

Lo importante de la ecuación [5] es que, además de medir el *efecto distribución*, tiene una conexión inmediata con el bienestar, algo que proporciona su relación con la dominancia estocástica. Si la curva de Lorenz generalizada [5] domina a la curva de Lorenz generalizada de la región A , el *efecto distribución* implica que, para todos los índices de la forma q definidos en el capítulo anterior (pg. 131), la pobreza es menor en B que en A (esto es inmediato a partir del teorema de Atkinson que se vio en el capítulo 3). Por otro lado, la diferente distribución del ingreso lleva a que el bienestar, medido a través de la clase de funciones de bienestar W_2 (pg. 137), sea superior en la región B .

En cuanto a la pobreza, las implicaciones son también inmediatas. Empleando la extensión al caso de las distribuciones truncadas, si la curva de Lorenz generalizada $GL_I^B(p)$ domina a la curva de Lorenz generalizada de la región A para las distribuciones truncadas hasta z^* , se tiene que la pobreza será menor en la distribución de la renta

asociada a la primera de ellas, así como el bienestar medido por la clase de funciones W_2^* . Se puede obtener así un teorema similar al *teorema 4* del capítulo anterior¹:

Teorema 1: Si $GL_I^B(p) \geq GL_A(p)$, $\forall x < z^*$, con al menos una desigualdad estricta, entonces: xP_2^*y y xW_2^*y .

Demostración: La demostración es inmediata a partir del teorema de Atkinson (1987) y del *teorema 3* del capítulo 3.

2.2 Aplicación de la Inferencia Estadística

Tras el análisis realizado en el punto 2.1, cabe recordar que en la mayoría de las ocasiones se trabaja con datos muestrales, que evidentemente están sujetos a errores de muestreo. Por lo tanto, las herramientas que proporciona la estadística inferencial pueden ser de suma utilidad para lograr resultados más exactos, que tengan en cuenta dichos errores de muestreo.

El test que se quiere llevar a cabo tiene las siguientes hipótesis nula y alternativas:

$$H_{0,i} : GL_I^B(p) = GL_A(p) \quad \text{y} \quad H_{A,i} : GL_I^B(p) \neq GL_A(p) \quad [6]$$

La hipótesis nula implica que el *efecto distribución* no tiene efecto alguno en la diferencia de bienestar de las dos regiones comparadas, pues la curva de Lorenz de la región A y la construida para la región B teniendo en cuenta sólo el *efecto distribución* son estadísticamente equivalentes. Si se rechaza dicha hipótesis nula, se tienen cinco posibles resultados:

- 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*

¹ Nótese que se está empleando la misma notación que en el capítulo 3.

aumenta el bienestar económico en la región B con respecto al que se registra en la región A .

- 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.
- La curva de Lorenz generalizada se corta: para algunos cuantiles $GL_i^B(p) > GL_A(p)$, y para otros $GL_i^B(p) < GL_A(p)$. En este caso, no se pueden hacer afirmaciones sobre las implicaciones que en el bienestar económico tiene el *efecto distribución*.
- 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.
- 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:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_i^B(p) - \hat{GL}_A(p)}{\left[\left(\frac{\hat{v}_{ii}^{i,B}}{N_{i,B}} \right) + \left(\frac{\hat{v}_{ii}^1}{N_1} \right) \right]^{1/2}} \quad \text{para } i=1,2,\dots,K. \quad [7]$$

La distribución de \hat{GL}_A es conocida, pero hay que deducir la de la curva de Lorenz generalizada \hat{GL}_i^B . Para ello, se emplean los resultados obtenidos en el capítulo 3.

Como se vio antes:

$$GL_i^B(p) = GL_A(p) + \frac{1}{2} \{ m_A L_B(p) - m_A L_A(p) + m_B L_B(p) - m_B L_A(p) \}$$

A partir de algunas operaciones algebraicas, se tiene:

$$\begin{aligned}
 GL_I^B(p) &= GL_A(p) + \frac{1}{2} \{ \mathbf{m}_A L_B(p) - \mathbf{m}_A L_A(p) + \mathbf{m}_B L_B(p) - \mathbf{m}_B L_A(p) \} = \\
 &= \frac{1}{2} \{ GL_{A,B}(p) + GL_A(p) + GL_B(p) - GL_{B,A}(p) \}
 \end{aligned} \tag{8}$$

Donde:

$$GL_{A,B}(p) = \mathbf{m}_A L_B(p) \tag{9}$$

y:

$$GL_{B,A}(p) = \mathbf{m}_B L_A(p) \tag{10}$$

Razonando de un modo similar a como se hizo en el capítulo 3, se tiene que la varianza de $GL_I^B(p)$ vendrá dada por la expresión:

$$\text{Var}(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} & \text{Var}(GL_{A,B}(p)) + \text{Var}(GL_A(p)) + \text{Var}(GL_B(p)) + \text{Var}(GL_{B,A}(p)) + \\ & 2\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_A(p)] + 2\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_B(p)] - \\ & 2\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_{B,A}(p)] + 2\text{Cov}[GL_A(p); GL_B(p)] - \\ & 2\text{Cov}[GL_A(p); GL_{B,A}(p)] - 2\text{Cov}[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] \end{aligned} \right\} \tag{11}$$

Por independencia, se tiene:

$$\text{Cov}[GL_A(p); GL_B(p)] = 0 \tag{12}$$

$$\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_A(p)] = \text{Cov}[\mathbf{m}_A L_B(p); \mathbf{m}_A L_A(p)] = 0,$$

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

$$\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_{B,A}(p)] = \text{Cov}[\mathbf{m}_A L_B(p); \mathbf{m}_B L_A(p)] = 0 \tag{13}$$

$$\text{Cov}[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] = \text{Cov}[\mathbf{m}_B L_B(p); \mathbf{m}_B L_A(p)] = 0 \tag{14}$$

Por otro lado:

$$\begin{aligned} \text{Var}[\mathbf{m}_A L_B(p) + \mathbf{m}_B L_B(p)] &= \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_B(p)] = \\ &= \text{Var}(\mathbf{m}_A L_B(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_B(p)) + 2\text{Cov}[\mathbf{m}_A L_B(p); \mathbf{m}_B L_B(p)] \end{aligned} \quad [15]$$

A partir de la expresión [15] se puede escribir:

$$2\text{Cov}[\mathbf{m}_A L_B(p); \mathbf{m}_B L_B(p)] = \text{Var}(\mathbf{m}_A L_B(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_B(p)) - \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_B(p)] \quad [16]$$

$$2\text{Cov}[\mathbf{m}_A L_A(p); \mathbf{m}_B L_A(p)] = \text{Var}(\mathbf{m}_A L_A(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_A(p)) - \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_A(p)] \quad [17]$$

Sustituyendo en [11] se llega a:

$$\text{Var}(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} &\text{Var}(GL_{A,B}(p)) + \text{Var}(GL_A(p)) + \text{Var}(GL_B(p)) + \text{Var}(GL_{B,A}(p)) + \\ &+ 2\text{Cov}[GL_{A,B}(p); GL_B(p)] - 2\text{Cov}[GL_B(p); GL_{B,A}(p)] \end{aligned} \right\} \quad [18]$$

Teniendo en cuenta los resultados de [16] y [17], [18] se convierte en:

$$\text{Var}(GL_I^B) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} &\text{Var}(\mathbf{m}_A L_B(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_A L_A(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_B(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_A(p)) + \\ &+ \text{Var}(\mathbf{m}_A L_B(p)) + \text{Var}(\mathbf{m}_B L_B(p)) - \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_B(p)] - \\ &- \text{Var}(\mathbf{m}_A L_A(p)) - \text{Var}(\mathbf{m}_B L_A(p)) + \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_A(p)] \end{aligned} \right\} \quad [19]$$

Simplificando [19]:

$$\text{Var}(GL_I^B) = \frac{1}{4} \{ 2\text{Var}(\mathbf{m}_B L_B(p)) + 2\text{Var}(\mathbf{m}_A L_B(p)) - \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_B(p)] + \text{Var}[(\mathbf{m}_A + \mathbf{m}_B)L_A(p)] \} \quad [20]$$

La varianza de la curva de Lorenz generalizada construida para la región *B* a partir de la de la región *A*, teniendo en cuenta el *efecto distribución*, se calcula a partir de:

1. La varianza de la curva de Lorenz generalizada de la región *B*.

2. 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.
3. 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: $v_{ij} = p_i [I_i^2 + (1 - p_j)(x_{pi} - g_i)^2]$ para $i=j$.

En el caso de GL_A el cálculo es inmediato. Para GL_I^B , la varianza vendrá dada, para $i=j$, por²:

$$Var(GL_I^B) = v_{ii}^{i,B} = \frac{1}{4} \left\{ 2v_{ij}^{B,B} + 2v_{ij}^{A,B} - v_{ij}^{A,B*} + v_{ij}^{A*,B} \right\} \quad [21]$$

Teniendo en cuenta lo visto en el apéndice del capítulo anterior, se puede escribir:

$$Var(GL_I^B) = v_{ii}^{i,B} = \frac{1}{4} \left\{ \begin{aligned} & 2 \left(p_i \left[I_{i,B}^2 + (1 - p_j) (x_{pi,B} - g_{i,B})^2 \right] + \right. \\ & \left. 2 \left(p_i \left[\left(\frac{m_A}{m_B} \right)^2 I_{i,B}^2 + (1 - p_j) \left(\frac{m_A}{m_B} x_{pi,B} - \frac{m_A}{m_B} g_{i,B} \right)^2 \right] \right) \right) \\ & - \left(p_i \left[\left(\frac{m_A + m_B}{m_B} \right)^2 I_{i,B}^2 + (1 - p_j) \left(\frac{m_A + m_B}{m_B} x_{pi,B} - \frac{m_A + m_B}{m_B} g_{i,B} \right)^2 \right] \right) \\ & + \left(p_i \left[\left(\frac{m_A + m_B}{m_B} \right)^2 I_{i,A}^2 + (1 - p_j) \left(\frac{m_A + m_B}{m_A} x_{pi,A} - \frac{m_A + m_B}{m_A} g_{i,A} \right)^2 \right] \right) \end{aligned} \right\} \quad [22]$$

² Ver el apéndice del capítulo 3.

Y el estadístico de prueba se puede escribir como³:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_i^B - \hat{GL}_i^A}{\left[\left(\begin{aligned} & 2(p_i [I_{i,B}^2 + (1-p_j)(x_{pi,B} - g_{i,B})^2]) / N_B + \\ & 2 \left(p_i \left[\left(\frac{m_A}{m_B} \right)^2 I_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{m_A}{m_B} x_{pi,B} - \frac{m_A}{m_B} g_{i,B} \right)^2 \right] \right) / N_B \right. \\ & \left. - \left(p_i \left[\left(\frac{m_A + m_B}{m_B} \right)^2 I_{i,B}^2 + (1-p_j) \left(\frac{m_A + m_B}{m_B} x_{pi,B} - \frac{m_A + m_B}{m_B} g_{i,B} \right)^2 \right] \right) / N_B \right. \\ & \left. + \left(p_i \left[\left(\frac{m_A + m_B}{m_A} \right)^2 I_{i,A}^2 + (1-p_j) \left(\frac{m_A + m_B}{m_A} x_{pi,A} - \frac{m_A + m_B}{m_A} g_{i,A} \right)^2 \right] \right) / N_A \right) \right]^{1/2}} + \left(\frac{\hat{v}_{ii}^A}{N_A} \right) \end{aligned} \right]$$

para $i=1,2,\dots,K$. [23]

³ Los valores críticos para este test se pueden obtener a partir de las tablas de Stolone y Unry (1979)

3. RESULTADO EMPÍRICOS

En este apartado se analizan los resultados que se obtienen al emplear la herramienta teórica para año 2003, así como el resumen de los obtenidos para los años 2004 y 2005. Tal y como se hizo en los capítulos anteriores, los datos empleados corresponden a la Encuesta de Condiciones de Vida elaborada por el INE⁴.

3.1 Resultados para 2003

La Tabla 1 recoge los resultados obtenidos al comparar las distribuciones de la renta de España y Andalucía en el año 2003.

Tabla 1
España-Andalucía. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_1$	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	1567,50	1261,14	16,84	***	1553,33	1,17	
4	2405,21	1926,48	20,06	***	2374,11	1,94	
5	3381,64	2701,90	22,27	***	3330,37	2,52	
6	4499,67	3609,02	24,02	***	4446,08	2,11	
7	5776,71	4637,67	25,89	***	5714,06	2,02	
8	7255,82	5825,36	27,56	***	7175,90	2,11	
9	9016,94	7269,76	27,75	***	8951,95	1,37	
10	11707,43	9514,65	24,20	***	11707,43	0,00	

Las columnas dos y tres recogen los valores de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada para España y Andalucía respectivamente en el año 2003. En la cuarta se ve el valor del estadístico de prueba, mientras que en la quinta se recoge la significatividad del estadístico de contraste (significatividad al 1% de error de significación, tres estrellas, al 5%, dos estrellas y al 10%, una estrella). En la sexta columna se recoge el valor de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada de Andalucía que se construye a partir de la distribución de España teniendo en cuenta sólo

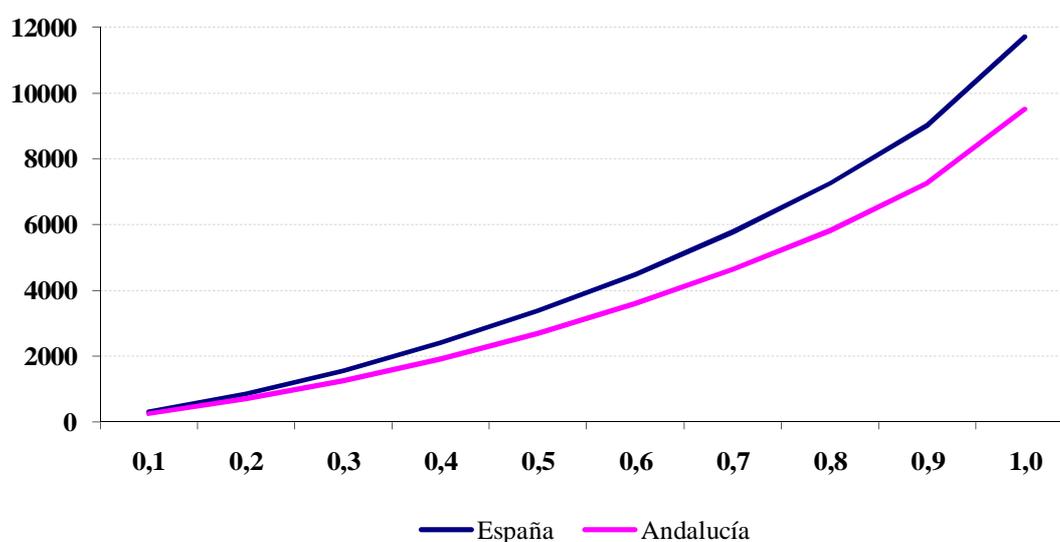
⁴ En el anexo 6 se recogen los resultados detallados para los años 2004 y 2005, así como los correspondientes al año 2003 incluyendo las varianzas muestrales.

el *efecto distribución*, recogiendo las columnas séptima y octava el valor del estadístico de prueba y su significación respectivamente.

Así pues, la Tabla 1 deja bien claro que la distribución de la renta del conjunto de España domina en segundo orden a la distribución de la comunidad de Andalucía, siendo esta dominancia significativa al 1% de error de significación. Esto implica que el bienestar asociado a la distribución del ingreso fue más alto en España que en Andalucía en 2003. Además, de acuerdo al teorema de Atkinson (1987) todas las medidas de pobreza de la forma de la expresión [3] del capítulo 3 (pg. 131) serán superiores en Andalucía que en España (tal y como se puede ver en las tablas del capítulo 2).

Por otro lado, la Figura 1 representa las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada que se recogen en la Tabla 1:

Figura 1: España-Andalucía. Período 2003



La pregunta que surge a continuación es cómo afectó el *efecto distribución* a la diferencia en bienestar que recogen la tabla y la Figura 1 y, más concretamente, a la diferencia en la pobreza. Para ello, se debe observar las columnas 6, 7 y 8 de la Tabla 1. Como se puede ver en la columna 6, las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada de España son superiores a las de la curva de Lorenz generalizada que se construye para Andalucía teniendo en cuenta sólo el *efecto distribución*, incluidos los dos primeros deciles. Así pues, la distribución de la renta fue más favorable a los más desfavorecidos

en España que en Andalucía. Sin embargo, las diferencias no son estadísticamente significativas.

Por último, la Tabla 2 recoge algunos de los resultados que se obtuvieron en el capítulo 2, en concreto los relativos al índice S y a la *diferencia en renta media equivalente en tasa de pobreza*, para analizar la consistencia que existe entre ambos capítulos. Por un lado, se puede ver que, como era de esperar por lo dicho hasta ahora, los índices de pobreza son superiores en Andalucía que en España. Por otro, es interesante comprobar que el índice S , que recoge el *efecto desigualdad* o *distribución*, medido con la metodología desarrollada en el capítulo 2, es consistente con lo visto en este. En efecto, salvo para el índice *FGT-2* cuando el umbral de pobreza se sitúa en el 40% de la renta mediana, dicho índice es superior a la unidad (lo que implica que la distribución es más favorable a los pobres en España que en Andalucía), pero su valor no es muy alto (lo que indica que el *efecto desigualdad* no es muy fuerte, algo que se contrasta en este capítulo con la no significatividad estadística del contraste propuesto⁵).

Tabla 2
Tasas de pobreza en España y Andalucía en 2003.

	España	Andalucía	P_{AB}	G_{AB}	I_{AB}	g_{AB}	S	g_A^*
H (60%)	18,70	29,11	-44,27	-42,88	-1,39	20,74	1,03	21,41
Watts	8,48	14,31	-52,34	-46,20	-6,15	20,74	1,13	23,50
FGT-1	6,18	9,92	-47,43	-45,53	-1,89	20,74	1,04	21,60
FGT-2	3,20	4,93	-43,33	-40,41	-2,92	20,74	1,07	22,24
H (40%)	6,92	11,71	-52,54	-52,44	-0,10	20,74	1,00	20,78
Watts	3,51	5,99	-53,50	-40,90	-12,60	20,74	1,31	27,13
FGT-1	2,69	4,12	-42,72	-38,71	-4,01	20,74	1,10	22,89
FGT-2	1,75	2,40	-31,55	-5,41	-26,14	20,74	5,83	120,96

Para analizar los resultados del resto de las regiones españolas, se dividen las mismas entre aquellas en las que el *efecto distribución* fue positivo a los más desfavorecidos, en comparación con el conjunto nacional, y aquellas en las que ocurrió lo contrario. En el primer grupo se encuentran: Aragón, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla- León, Cataluña, la Comunidad Valenciana, Galicia, Madrid, La Rioja y el País Vasco.

⁵ Sin embargo, nótese la ventaja que presenta el enfoque aquí desarrollado, pues evita tener que analizar diferentes índices.

Tabla 3
España-Aragón. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	423,56	-6,68	***	394,78	-11,14	***
2	868,00	1094,76	-9,01	***	1016,04	-13,35	***
3	1567,50	1895,90	-9,64	***	1757,01	-12,77	***
4	2405,21	2823,23	-9,17	***	2614,06	-10,86	***
5	3381,64	3902,69	-8,67	***	3611,25	-9,37	***
6	4499,67	5142,95	-8,95	***	4755,58	-8,61	***
7	5776,71	6530,80	-8,90	***	6032,55	-7,23	***
8	7255,82	8096,92	-8,30	***	7480,48	-5,30	***
9	9016,94	10006,85	-8,24	***	9246,34	-4,41	***
10	11707,43	12696,11	-6,18	***	11707,43	0,00	

En la Tabla 3 se muestran los resultados obtenidos para Aragón en 2003, mientras que la Tabla 4 hace lo propio con la comunidad de Asturias. De ambas se extraen prácticamente los mismos resultados: tanto Aragón como Asturias dominan en segundo orden al conjunto de España, siendo esta dominancia estadísticamente significativa al 1% de error de significación. Además, en ambas regiones el *efecto desigualdad* jugó un importante papel a favor de los más desfavorecidos.

Tabla 4
España-Asturias. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	380,09	-3,36	***	359,38	-6,48	***
2	868,00	1040,33	-6,05	***	984,54	-10,70	***
3	1567,50	1840,12	-6,71	***	1737,70	-11,27	***
4	2405,21	2792,19	-7,29	***	2637,74	-11,69	***
5	3381,64	3875,13	-7,73	***	3662,05	-11,41	***
6	4499,67	5107,52	-8,12	***	4816,09	-10,73	***
7	5776,71	6437,20	-7,84	***	6074,04	-8,65	***
8	7255,82	7922,49	-7,02	***	7462,79	-5,18	***
9	9016,94	9669,03	-5,55	***	9102,95	-1,76	
10	11707,43	12440,13	-4,19	***	11707,43	0,00	

Tabla 5
España-Cantabria. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	446,12	-7,26	***	421,72	-15,54	***
2	868,00	1147,56	-8,31	***	1080,66	-18,30	***
3	1567,50	2015,88	-9,60	***	1897,03	-20,49	***
4	2405,21	3017,44	-10,50	***	2838,20	-21,24	***
5	3381,64	4121,38	-10,99	***	3873,32	-20,32	***
6	4499,67	5303,83	-10,60	***	4977,93	-17,18	***
7	5776,71	6610,14	-9,42	***	6194,33	-12,87	***
8	7255,82	8095,76	-7,61	***	7585,49	-8,44	***
9	9016,94	9823,50	-6,51	***	9200,33	-3,95	***
10	11707,43	12521,62	-4,02	***	11707,43	0,00	

La Tabla 5, que recoge los resultados para la comunidad de Cantabria, ofrece las mismas conclusiones que las tablas que mostraban los resultados para Aragón y Asturias, es decir, dominancia en segundo orden sobre el conjunto nacional y *efecto distribución* favorable a los pobres en comparación con España. Algo parecido se puede decir para las comunidades de Cataluña (Tabla 6), Madrid (Tabla 7) y el País Vasco (Tabla 8).

Tabla 6
España-Cataluña. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	383,10	-5,58	***	324,04	-1,42	
2	868,00	1072,99	-9,77	***	908,42	-3,22	**
3	1567,50	1946,55	-12,92	***	1648,73	-4,61	***
4	2405,21	2973,30	-15,32	***	2517,09	-4,98	***
5	3381,64	4157,40	-16,72	***	3517,65	-4,87	***
6	4499,67	5496,62	-17,95	***	4649,11	-4,46	***
7	5776,71	7025,35	-19,15	***	5938,17	-4,07	***
8	7255,82	8746,45	-19,61	***	7386,75	-2,81	**
9	9016,94	10806,26	-19,91	***	9121,65	-1,87	
10	11707,43	13883,14	-17,74	***	11707,43	0,00	

Tabla 7
España-Madrid. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_I$	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	474,67	-13,28	***	404,48	-11,82	***
2	868,00	1224,98	-17,13	***	1035,88	-13,47	***
3	1567,50	2141,41	-19,35	***	1805,39	-13,83	***
4	2405,21	3199,76	-20,89	***	2693,60	-13,20	***
5	3381,64	4402,57	-21,71	***	3695,20	-11,74	***
6	4499,67	5748,16	-21,80	***	4816,51	-9,89	***
7	5776,71	7251,42	-22,72	***	6065,39	-7,80	***
8	7255,82	8922,10	-21,74	***	7448,03	-4,43	***
9	9016,94	10918,62	-20,51	***	9100,63	-1,60	***
10	11707,43	14058,20	-17,19	***	11707,43	0,00	***

Tabla 8
España-País Vasco. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_I$	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	423,01	-6,77	***	379,65	-9,36	***
2	868,00	1129,78	-9,71	***	1006,22	-11,86	***
3	1567,50	1996,59	-10,82	***	1777,18	-12,62	***
4	2405,21	3049,10	-12,47	***	2710,66	-13,97	***
5	3381,64	4234,61	-14,14	***	3761,26	-14,37	***
6	4499,67	5530,11	-14,58	***	4908,74	-13,11	***
7	5776,71	7011,45	-14,38	***	6218,10	-11,78	***
8	7255,82	8680,49	-14,60	***	7689,95	-9,93	***
9	9016,94	10616,59	-14,35	***	9391,53	-7,25	***
10	11707,43	13268,07	-10,23	***	11707,43	0,00	***

Tabla 9
España-Canarias. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_I$	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	1567,50	1441,63	4,21	***	1602,14	-2,67	*
4	2405,21	2200,49	5,29	***	2446,43	-2,42	
5	3381,64	3077,87	5,98	***	3422,63	-1,89	
6	4499,67	4085,71	6,77	***	4543,07	-1,63	
7	5776,71	5232,11	7,78	***	5819,87	-1,34	
8	7255,82	6554,46	8,21	***	7290,15	-0,87	
9	9016,94	8126,85	8,80	***	9040,42	-0,48	
10	11707,43	10522,94	8,60	***	11707,43	0,00	

La Tabla 9 muestra los resultados que se obtienen para la comunidad canaria. En este caso, es interesante observar que la distribución de la renta de España domina en segundo orden a la de las islas. Es decir, el bienestar asociado a la distribución del

ingreso fue superior en el conjunto del país. Sin embargo, si se tiene en cuenta sólo el *efecto distribución*, la comunidad canaria domina en segundo orden a España, siendo esta dominancia estadísticamente significativa para el segundo y tercer decil. Por lo tanto, la distribución del ingreso fue claramente más favorable a los pobres en las Canarias que en España, siendo por tanto el bienestar asociado a la renta superior en el conjunto nacional únicamente por su mayor renta media. Las conclusiones son muy similares cuando se analizan los resultados obtenidos para la comunidad castellano leonesa, recogidos en la Tabla 10, para la comunidad de Galicia (Tabla 11) y para La Rioja (Tabla 12).

Tabla 10
España-Castilla y León. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	284,56	2,23		318,30	-0,81	
2	868,00	791,06	3,92	***	884,53	-1,77	
3	1567,50	1422,83	5,37	***	1588,84	-1,66	
4	2405,21	2182,74	6,05	***	2438,63	-1,93	
5	3381,64	3070,09	6,67	***	3428,92	-2,14	
6	4499,67	4091,38	7,23	***	4568,75	-2,53	
7	5776,71	5272,07	7,48	***	5884,58	-3,23	**
8	7255,82	6636,81	7,81	***	7410,46	-3,79	***
9	9016,94	8247,27	8,35	***	9208,91	-3,83	***
10	11707,43	10478,86	10,79	***	11707,43	0,00	

Tabla 11
España-Galicia. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	1567,50	1485,14	3,01	**	1635,91	-5,03	***
4	2405,21	2271,08	3,79	***	2503,45	-5,53	***
5	3381,64	3174,97	4,76	***	3496,70	-5,19	***
6	4499,67	4187,16	6,10	***	4612,90	-4,24	***
7	5776,71	5316,32	7,77	***	5859,95	-2,62	*
8	7255,82	6601,24	9,45	***	7281,88	-0,68	
9	9016,94	8127,59	10,71	***	8972,14	0,95	
10	11707,43	10613,81	8,69	***	11707,43	0,00	

Tabla 12
España-La Rioja. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	1567,50	1647,48	-1,94		1689,51	-8,72	***
4	2405,21	2516,79	-1,98		2581,50	-9,46	***
5	3381,64	3528,09	-2,07		3616,22	-9,97	***
6	4499,67	4650,01	-1,79		4768,88	-9,46	***
7	5776,71	5916,13	-1,40		6069,18	-8,58	***
8	7255,82	7369,94	-1,01		7560,13	-7,49	***
9	9016,94	9034,52	-0,14		9265,31	-5,12	***
10	11707,43	11418,77	1,67		11707,43	0,00	

Por último, en la Tabla 13 se recogen los resultados para la Comunidad Valenciana.

Tabla 13
España-C. Valenciana. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	1567,50	1597,54	-1,21		1657,50	-6,80	***
4	2405,21	2412,29	-0,22		2503,30	-5,67	***
5	3381,64	3353,19	0,68		3482,42	-4,58	***
6	4499,67	4449,75	0,97		4617,17	-4,30	***
7	5776,71	5685,82	1,51		5900,29	-3,74	***
8	7255,82	7094,58	2,28		7364,21	-2,72	*
9	9016,94	8759,14	3,08	**	9093,36	-1,56	
10	11707,43	11277,95	3,59	***	11707,43	0,00	

Como se puede ver en dicha tabla, las curvas de Lorenz generalizadas de España y Valencia se cortan, si bien las únicas diferencias significativas se dan en el noveno y décimo decil, por lo que se puede concluir que el bienestar asociado a la renta fue superior en España que en Valencia. Pero cuando se examinan los resultados para la curva de Lorenz generalizada construida teniendo en cuenta sólo el *efecto distribución* los resultados cambian. Así, se puede concluir que el *efecto desigualdad* fue positivo para los pobres en Valencia, en comparación con el conjunto del país.

En cuanto a las regiones en las que la distribución del ingreso fue menos favorable a los pobres que en España, se tiene, además de Andalucía, a Baleares, Extremadura y Murcia.

Tabla 14
España-Baleares. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_1$	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	1567,50	1744,22	-3,42	***	1551,00	0,99	
4	2405,21	2696,71	-4,69	***	2399,75	0,26	
5	3381,64	3772,72	-5,19	***	3356,33	0,99	
6	4499,67	5018,07	-5,58	***	4462,68	1,18	
7	5776,71	6459,50	-6,22	***	5741,98	0,92	
8	7255,82	8115,45	-6,51	***	7219,27	0,80	
9	9016,94	10068,31	-6,96	***	8958,93	1,06	
10	11707,43	13165,62	-6,48	***	11707,43	0,00	

En la Tabla 14 se pueden ver los resultados que se obtienen para la comunidad de Baleares en el año 2003. A partir de dicha tabla queda claro que el bienestar asociado a la distribución del ingreso fue superior en Baleares que en el conjunto nacional, pues las ordenadas de a curva de Lorenz generalizada son superiores en Baleares para los todos los deciles excepto el primero, y además dichas diferencias son significativas estadísticamente para todos los deciles a partir del tercero. Ahora bien, si se examina el *efecto distribución*, se puede ver que en este caso las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada construida para Baleares a partir de la de España teniendo en cuenta dicho efecto están por debajo de la de España en todos los deciles, siendo significativas las diferencias para los dos primeros. Por lo tanto, se puede concluir que el *efecto distribución* jugó un papel negativo en la pobreza registrada en Baleares, en comparación con España.

Tabla 15
España-Extremadura. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_1$	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	1567,50	1156,10	14,27	***	1551,84	1,25	
4	2405,21	1766,56	17,39	***	2370,84	2,14	
5	3381,64	2460,70	20,49	***	3306,69	3,77	***
6	4499,67	3243,62	24,21	***	4365,88	5,57	***
7	5776,71	4123,84	26,20	***	5562,64	7,39	***
8	7255,82	5195,34	26,50	***	6997,89	7,22	***
9	9016,94	6591,12	23,00	***	8851,49	3,48	***
10	11707,43	8743,78	21,03	***	11707,43	0,00	

Tabla 16
España-Murcia. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	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	1567,50	1334,21	6,62	***	1510,69	4,28	***
4	2405,21	2073,59	7,66	***	2342,49	3,64	***
5	3381,64	2920,50	8,58	***	3300,19	3,76	***
6	4499,67	3886,96	9,84	***	4389,56	4,19	***
7	5776,71	4974,80	10,69	***	5623,79	4,81	***
8	7255,82	6290,20	10,71	***	7104,03	3,87	***
9	9016,94	7840,93	10,93	***	8858,79	3,24	**
10	11707,43	10382,15	6,70	***	11707,43	0,00	

Las Tablas 15 y 16 muestran los resultados obtenidos para Extremadura y Murcia. En ambos casos, el bienestar asociado a la renta es mayor en España, pues la curva de Lorenz generalizada del conjunto nacional domina a la de ambas regiones, siendo esta dominancia estadísticamente significativa. En cuanto al *efecto distribución*, en ambos casos jugó en contra de los pobres con respecto al total del país.

Para terminar, hay dos regiones que no se han incluido en ninguno de los dos grupos, Castilla-La Mancha y Navarra.

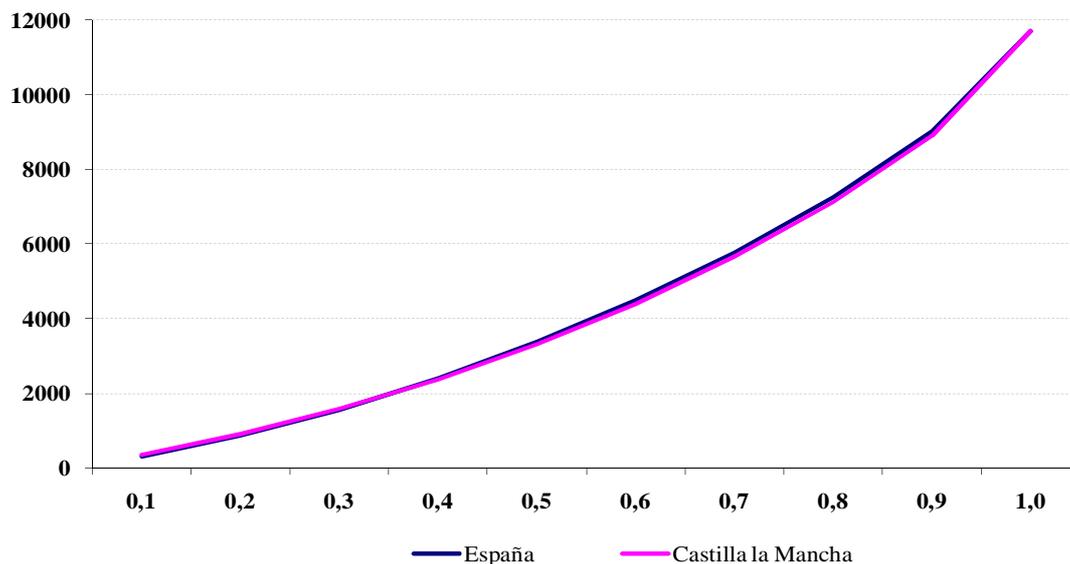
Tabla 17
España-Castilla- La Mancha. Período 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	313,37	309,13	0,36		356,41	-8,26	***
2	868,00	793,28	4,27	***	912,42	-5,57	***
3	1567,50	1378,51	7,74	***	1589,43	-1,97	
4	2405,21	2051,22	10,90	***	2370,44	2,38	
5	3381,64	2863,88	11,82	***	3308,52	3,85	***
6	4499,67	3809,95	12,19	***	4402,22	4,02	***
7	5776,71	4898,61	12,82	***	5659,68	3,88	***
8	7255,82	6171,41	13,05	***	7131,56	3,30	***
9	9016,94	7713,34	13,40	***	8909,23	2,27	
10	11707,43	10153,97	10,94	***	11707,43	0,00	

En la Tabla 17 se tienen los resultados obtenidos para la comunidad castellano manchega. Como se ve en la misma, la curva de Lorenz generalizada asociada a la distribución del ingreso en España domina a la de Castilla-La Mancha, siendo esta dominancia estadísticamente significativa. Esto implica que el bienestar asociado a la renta fue superior en España que en la comunidad manchega. Ahora bien, ¿cómo

influyó el *efecto distribución* en dicha dominancia? La respuesta es que en este caso no se puede decir nada. En efecto, el análisis de la Tabla 17 muestra que las curvas de Lorenz generalizadas de España y la construida para Castilla-La Mancha a partir de la de España teniendo en cuenta sólo el *efecto distribución* se cortan, siendo este corte estadísticamente significativo.

Figura 2: España-CLM (efecto distribución). Período 2003



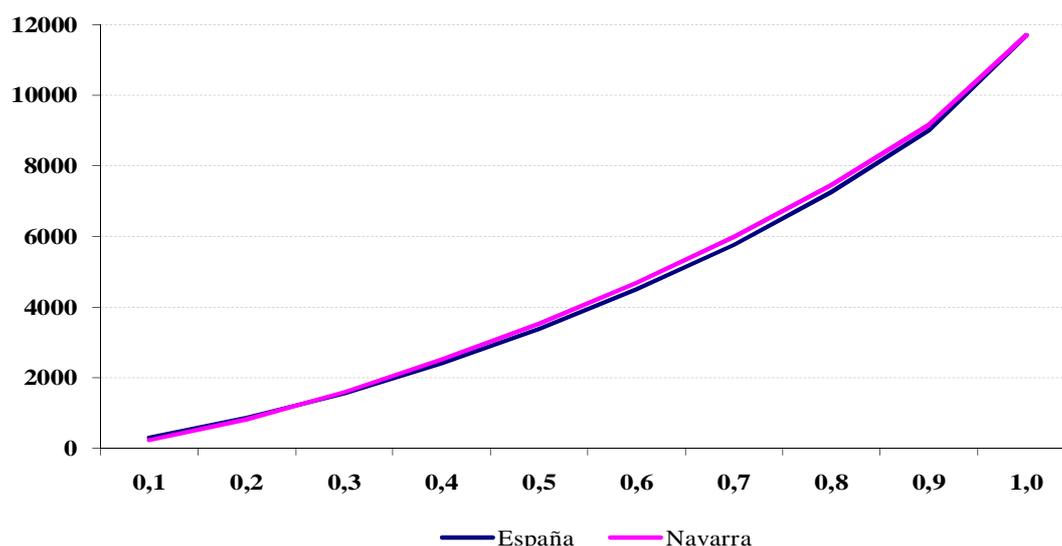
Sin embargo, si el análisis se centra en los dos primeros deciles, se puede ver que el *efecto distribución* jugó a favor de los pobres en la región castellano manchega con respecto al conjunto nacional.

Tabla 18
España-Navarra. Período 2003

Decil	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_1$	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	1567,50	1851,61	-4,67	***	1596,96	-1,46	
4	2405,21	2909,58	-6,51	***	2515,50	-4,26	***
5	3381,64	4106,60	-8,39	***	3547,31	-5,49	***
6	4499,67	5443,18	-9,20	***	4696,59	-5,52	***
7	5776,71	6952,41	-9,92	***	6001,43	-5,42	***
8	7255,82	8649,28	-10,33	***	7459,60	-4,26	***
9	9016,94	10623,25	-10,59	***	9156,12	-2,50	
10	11707,43	13610,59	-8,89	***	11707,43	0,00	

Por último, la Tabla 18 recoge los resultados obtenidos para Navarra. En este caso, el bienestar asociado a la renta es superior en dicha región que en España, tal y como indica el hecho de que la curva de Lorenz generalizada de aquella esté por encima de la de ésta, siendo las diferencias estadísticamente significativas. Sin embargo, al analizar el *efecto distribución*, al igual que pasaba al analizar el caso de Castilla-La Mancha, no se pueden inferir conclusiones generales, aunque si se puede decir que tal efecto jugó en contra de los pobres en Navarra en comparación con España.

Figura 3: España-Navarra (efecto distribución). Período 2003



La Tabla 19 sintetiza los resultados obtenidos en este punto:

Tabla 19
Resultados para el año 2003

	Regiones con efecto distribución que aumenta el bienestar	Regiones con efecto distribución que reduce el bienestar	Cruces
Regiones que dominan en segundo orden a España	Aragón Asturias Cantabria Cataluña Madrid País Vasco	Baleares	Navarra
Regiones dominadas en segundo orden por España	Canarias Castilla y León Galicia La Rioja	Andalucía Extremadura Murcia	Castilla-La Mancha
Cruces	Comunidad Valenciana		

3.2 Resultados para 2004 y 2005

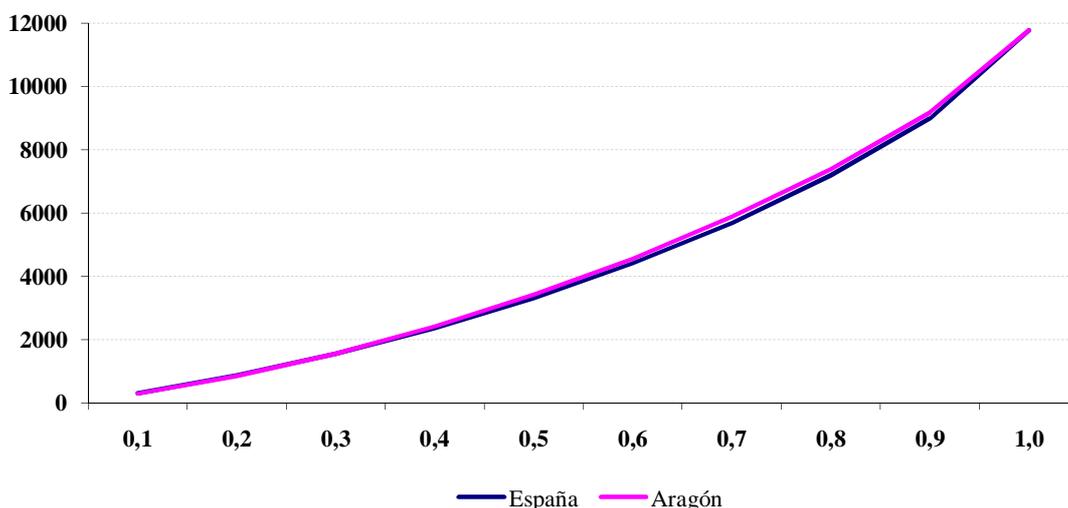
En este apartado se resumen los resultados obtenidos para los años 2004 y 2005. En 2004, las regiones en las que el *efecto distribución* fue favorable a los pobres con respecto al conjunto nacional fueron Andalucía, Cantabria, Cataluña, la Comunidad Valenciana, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra, La Rioja y el País Vasco. Por su parte, las regiones en las que dicho efecto fue desfavorable a los pobres en comparación con España fueron Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Castilla y León y Extremadura. La Tabla 20 sintetiza estos resultados.

Tabla 20
Resultados para el año 2004

	Regiones con efecto distribución que aumenta el bienestar	Regiones con efecto distribución que reduce el bienestar	Cruces
Regiones que dominan en segundo orden a España	Cantabria Cataluña Madrid País Vasco Navarra	Baleares	Aragón Asturias
Regiones dominadas en segundo orden por España	Andalucía Comunidad Valenciana Galicia Murcia La Rioja	Canarias Castilla-La Mancha Castilla y León Extremadura	
Cruces			

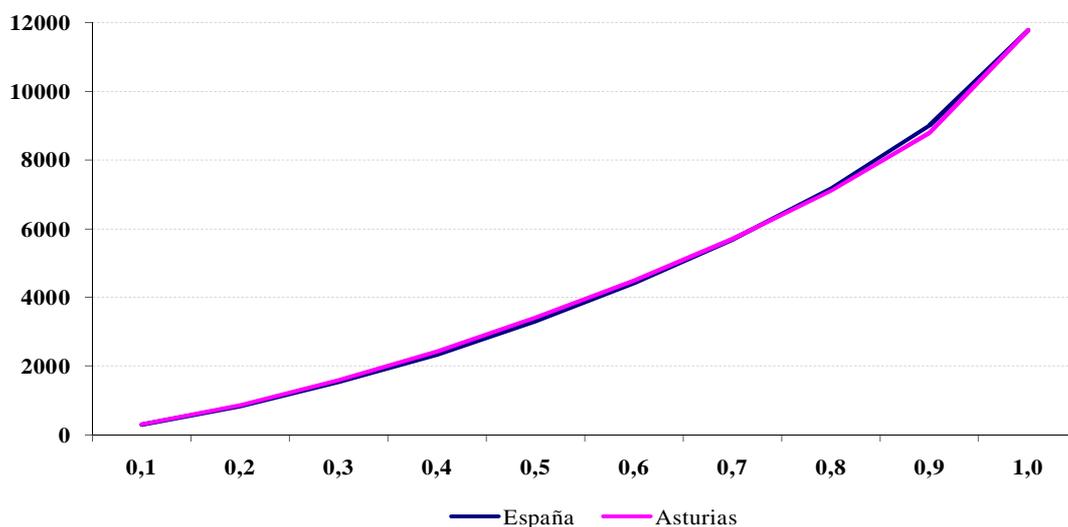
Como se ve en dicha tabla, Aragón y Asturias no se pueden incluir en ninguno de los cuatro grupos principales. En Aragón, la distribución del ingreso dominó en segundo orden a la de España, siendo esta dominancia estadísticamente significativa. Sin embargo, cuando se comparan las curvas generalizadas de España y la construida para Aragón a partir de la de España teniendo en cuenta sólo el *efecto desigualdad*, se puede ver que se cortan.

Figura 4: España-Aragón (efecto distribución). Período 2004



En el caso de Asturias, esta región también dominó a España en segundo orden, mientras que la curva de Lorenz generalizada que recoge sólo el *efecto distribución* se corta con la de España. En este caso, no obstante, la diferencia de los dos primeros deciles es negativa y significativa, lo que implica que el *efecto distribución* jugó en contra de los más desfavorecidos en España en comparación con Asturias.

Figura 5: España-Asturias (efecto distribución). Período 2004



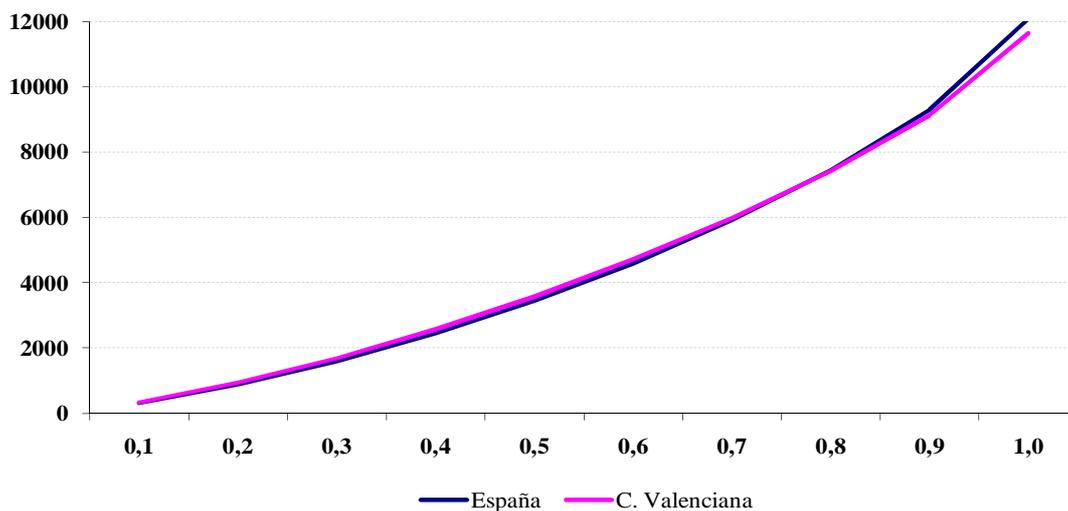
Por otro lado, en 2005, Aragón, Asturias, Baleares, Cantabria, Castilla-La Mancha, Cataluña, la Comunidad Valenciana, Galicia, Madrid, Murcia, Navarra, La Rioja y el País Vasco son las regiones en las que el *efecto distribución* fue favorable a los pobres respecto al conjunto del país. Aquellas en las que el *efecto distribución* jugó en contra de los pobres, en comparación a España, fueron Andalucía, Canarias, Castilla y León, Extremadura. El resumen de estos resultados se puede ver en la Tabla 21.

Tabla 21
Resultados para el año 2005

	Regiones con efecto distribución que aumenta el bienestar	Regiones con efecto distribución que reduce el bienestar	Cruces
Regiones que dominan en segundo orden a España	Aragón Asturias Balears Cantabria Cataluña Madrid Navarra La Rioja País Vasco	Andalucía Canarias Castilla y León Extremadura	
Regiones dominadas en segundo orden por España	Castilla-La Mancha Galicia Murcia		
Cruces	Comunidad Valenciana		

La Comunidad Valenciana muestra un comportamiento algo especial. las curvas de Lorenz generalizadas de España y la Comunidad Valenciana se cruzan, por lo que no se pueden extraer conclusiones sobre el bienestar asociado a la renta.

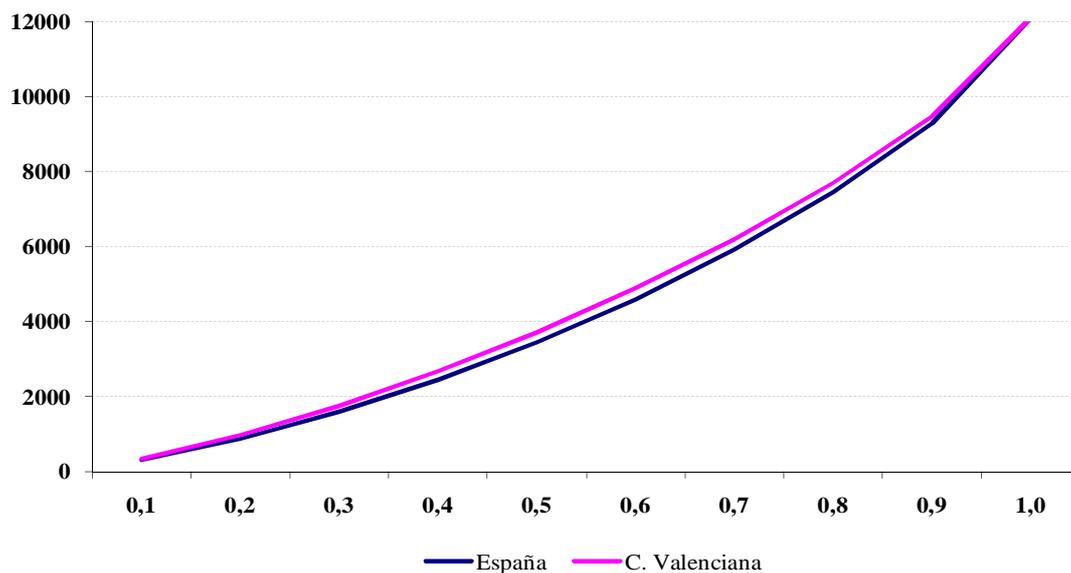
Figura 6: España-C. Valenciana. Período 2005



Cuando se analizan los resultados teniendo en cuenta el *efecto distribución*, se ve que éste aumentó el bienestar asociado a la distribución del ingreso en la

Comunidad Valenciana. Además, se puede concluir que la distribución del ingreso fue más favorable a los pobres en Valencia que en el conjunto de España (en el anexo 6 se pueden ver estos resultados detallados).

Figura 7: España-C. Valenciana (efecto distribución). Período 2005



4. CONSIDERACIONES FINALES

En este capítulo se ha adaptado la metodología que se desarrolló en el capítulo 3 para analizar el efecto de la distribución del ingreso sobre los niveles de pobreza y bienestar asociado a la renta en dos regiones (o países) en un determinado momento. Como se ha visto, la metodología empleada se basa en la dominancia estocástica y la inferencia estadística, algo que ofrece importantes ventajas:

1. Por un lado, la dominancia estocástica de segundo orden ofrece ordenaciones de bienestar asociado a la distribución de la renta que serán unánimes si se aceptan pocos y explícitos juicios de valor: preferencia por la eficiencia (a más renta, mejor, o dicho de otro modo, principio de Pareto) y preferencia por la igualdad (principio de transferencias de Pigou-Dalton). En el contexto de la economía del bienestar esto es de una gran importancia: por una parte estos juicios de valor son generalmente aceptados (aunque no universalmente, piénsese, por ejemplo, en Rawls, 1971); por otra, al ser estos juicios de valor explícitos, quedan claras las reglas del juego que se están empleando.
2. Relacionado con el primer punto, la unanimidad a la que se llega en la ordenación si se aceptan los juicios de valor indicados evita el problema de la multiplicidad de índices (Bishop y Formby, 1994), por lo que no hay que tomar una decisión sobre el índice de pobreza o bienestar a elegir (conviene no olvidar que cualquier índice de pobreza o desigualdad lleva implícito juicios de valor, que además no siempre son claros, Sen, 1973).
3. Por último, cualquier análisis hecho con datos muestrales sin tener en cuenta los errores de muestreo está abocado a errores obvios. Por lo tanto, el desarrollo de los test estadísticos que se han visto en el capítulo mejora la acuracidad del análisis.

Así pues, teniendo en cuenta estos factores, se puede decir que la herramienta aquí desarrollada puede ser de gran utilidad para conocer el efecto de la distribución del ingreso sobre el bienestar y la pobreza que se da en las distintas regiones.

Por último, cabe destacar que los resultados obtenidos son, a grandes rasgos, consistentes con los obtenidos en el capítulo dos. Como mostraba la Tabla 2 lo obtenido para Andalucía relativo al índice S y a la *diferencia en renta media equivalente en tasa de pobreza* es coherente con la descomposición desarrollada en este capítulo. No obstante, se debe señalar la ventaja que presenta el enfoque aquí desarrollado, pues evita tener que analizar diferentes índices y, en el caso de que se de, el problema de la multiplicidad de índices.