

Crecimiento *Pro-Pobre* y Distribución del Ingreso en las Regiones Españolas

Ismael Ahamdanech Zarco

IELAT (Instituto de Estudios Latinoamericanos). Av/ Juan Carlos I, 7. 28806. Alcalá de Henares, Spain (e-mail: ismael.ahamdanech@uah.es). (+352691125942)

Resumen

En este trabajo se introducen herramientas de dominancia estocástica e inferencia estadística con un doble objetivo: por un lado, analizar la naturaleza *pro-pobre* del crecimiento económico; por otro, 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 período 2003-2006, llegándose a la conclusión de que el crecimiento registrado en España en el período analizado fue *anti-pobre*.

Palabras clave: Crecimiento pro-pobre, pobreza, dominancia estocástica
Clasificación JEL: D31, D63, I32

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, el análisis de la relación entre crecimiento económico, distribución del ingreso y pobreza ha entrado de lleno en la agenda de la investigación económica. Desde los trabajos de Anderson (1964) y Ahluwalia (1974), y los más recientes de Kakawani (1993, 2000) y Ravallion (2003), el análisis de los efectos del crecimiento económico en la pobreza vía distribución del ingreso, es decir, la naturaleza *pro-pobre* del aumento (o descenso) de la renta media de un determinado territorio ha generado un importante número de trabajos que han ayudado a una mejor comprensión de las relaciones entre dichas variables.

Sin embargo, algunos aspectos de dicha relación no han gozado de toda la atención que merecen. Por un lado, la mayoría de la literatura sobre crecimiento *pro-pobre* está basada en la evolución de uno (o varios) índices de pobreza. No obstante, la elección de un determinado índice de pobreza implica la aceptación de juicios de valor (Sen, 1973) que no siempre resultan claros o bien especificados y que, además, pueden no contar con el consenso deseable. Además, el empleo de datos muestrales para la mayor parte de las aplicaciones empíricas relacionadas con el tema pueden conducir a errores de muestreo que lleven a conclusiones menos precisas de las que se obtendrían conociendo la distribución muestral de los datos empleados y utilizando inferencia estadística. Por último, si bien es cierto que la literatura sobre crecimiento *pro-pobre* es abundante, no lo es menos que las aplicaciones a los países en desarrollo en general, y a España y sus regiones en particular, han sido más bien escasas.

Este trabajo se enmarca en este contexto, empleando dominancia estocástica con inferencia estadística para analizar las diferencias en pobreza entre las regiones españolas y la naturaleza *pro-pobre* de su crecimiento de la renta media en los últimos años. El enfoque empleado presenta varias ventajas. Por un lado, el uso de dominancia estocástica permite comparar diferentes distribuciones de renta con un alto poder de ordenación a partir de la aceptación de un pequeño número de juicios de valor, que además quedan bien especificados. La aceptación de estos juicios de valor permite obtener ordenaciones no ambiguas, superando el problema de la multiplicidad de índices (Bishop y Formby, 1994). Por otro lado, el uso de las técnicas de inferencia estadística ayuda a solventar el problema de los errores de muestreo, aumentando además con ello el poder de ordenación de la técnica que se emplea en el trabajo.

Finalmente, las técnicas desarrolladas son empleadas para analizar si el crecimiento económico registrado en España en el período 2003-2006 ha sido o no *pro-pobre*, y la influencia que tiene la variación de la distribución del ingreso en la pobreza registrada tanto en el conjunto del país como en sus regiones.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Dominancia estocástica de segundo orden (dominancia generalizada de Lorenz)

Las herramientas desarrolladas en este trabajo para medir la naturaleza *pro-pobre* 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) sobre dominancia de Lorenz, extendido por Dasgupta, Sen y Starret (1973), es aplicable tan sólo a los casos en las 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.

Siguiendo a Gatswirth (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):

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

Sea W_S una función (de bienestar social) S-concava y creciente¹. Se llega entonces al siguiente teorema, demostrado por Shorrocks (1983):

Teorema 1—GL Dominancia: $w(X) \geq w(Y), \forall w \in W_S$ iff $GL_X(p) \geq GL_Y(p)$ para todo p con al menos una desigualdad estricta.

Las implicaciones de este teorema son inmediatas: si se asumen dos supuestos ampliamente aceptados como son el principio de Pareto (a mayor renta mayor bienestar económico) y el principio de transferencias de Pigou-Dalton, se puede ordenar el bienestar asociado a dos distribuciones de ingreso.

2.2 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:

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

donde r es el estadístico ordenado que corresponde a la línea de pobreza, z , y x_i la renta del i -ésimo individuo. De acuerdo a la dominancia truncada, la distribución X dominará a la distribución Y , algo que se puede notar como $X \geq_z^* Y$, si y sólo si, $(1/n) \sum x_i > (1/n) \sum y_i$ para todo i hasta r y para un z^* dado. Se tiene entonces que:

$$GL_X(p) \geq GL_Y(p) \text{ si y solo si } X \geq_z^* Y, \forall z < z^*$$

Esto implica que si se trunca la distribución para una determinada línea de pobreza $z < z^*$ y 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 $z < z^*$.

2.3 Efecto desigualdad y efecto crecimiento: un enfoque desde la dominancia estocástica

El objetivo de este trabajo es analizar si el crecimiento ha sido *pro-pobre* empleando las técnicas de la dominancia estocástica. Con este fin, se parte de la

¹ Dasgupta, Sen y Starret (1973) demuestran que la Schur-concavidad es suficiente.

expresión de la curva de Lorenz generalizada: $GL = \mu L(p)$. Entre dos períodos, la variación de la curva de Lorenz generalizada vendrá dada por:

$$\Delta GL(p) = GL_2(p) - GL_1(p) = \mu_2 L_2(p) - \mu_1 L_1(p) \quad [4]$$

es decir, el cambio total viene dado por el cambio en la renta media y por el cambio en la desigualdad, medido a través de la curva de Lorenz. Así pues, el efecto total se puede descomponer en *efecto desigualdad* y *efecto crecimiento*. Siguiendo el enfoque axiomático de Kakwani (2000) se tiene la siguiente descomposición²:

$$\Delta GL_I = \frac{1}{2} \{ \mu_1 L_2(p) - \mu_1 L_1(p) + \mu_2 L_2(p) - \mu_2 L_1(p) \} \quad [5]$$

$$\Delta GL_g = \frac{1}{2} \{ \mu_2 L_1(p) - \mu_1 L_1(p) + \mu_2 L_2(p) - \mu_1 L_2(p) \} \quad [6]$$

siendo la suma de [5] y [6] igual al cambio total:

$$\Delta GL_I + \Delta GL_g = \Delta GL(p) \quad [7]$$

El *efecto desigualdad*, GL_I , recoge la variación de la desigualdad, medida a través de la curva de Lorenz, empleando como ponderación la renta en el período inicial y en el período final. La interpretación del *efecto crecimiento* GL_g es análogo.

Por otro lado, la curva de Lorenz generalizada se define a partir de los pares de coordenadas $\{p; \mu L(p)\}$. Por lo tanto, la curva de Lorenz generalizada que tiene en cuenta sólo el *efecto desigualdad* entre los dos períodos analizados será:

$$GL_I(p) = GL_1(p) + \frac{1}{2} \{ \mu_1 L_2(p) - \mu_1 L_1(p) + \mu_2 L_2(p) - \mu_2 L_1(p) \} \quad [8]$$

Es inmediato que:

² El resultado es análogo al obtenido en Son (2004). Sin embargo, como se verá, con el enfoque planteado se llega a la posibilidad del empleo de las técnicas de inferencia estadística.

$$\begin{aligned}
GL_1(p) + \Delta GL_g &= GL_1(p) + \frac{1}{2} \{ \mu_1 L_2(p) - \mu_1 L_1(p) + \mu_2 L_2(p) - \mu_2 L_1(p) \} + \\
&+ \frac{1}{2} \{ \mu_2 L_1(p) - \mu_1 L_1(p) + \mu_2 L_2(p) - \mu_1 L_2(p) \} = GL_1(p) + GL_2(p) - GL_1(p) = GL_2(p), \quad [9] \\
&\forall p
\end{aligned}$$

De las expresiones que se acaban de ver se deduce que si la curva de Lorenz generalizada dada por [8] domina a la curva de Lorenz generalizada GL_1 , el *efecto desigualdad* habrá hecho reducir la pobreza medida a través de los índices que cumplen las propiedades mostradas por Atkinson (1987). Las implicaciones sobre el bienestar económico son inmediatas: el *efecto desigualdad*, es decir, el cambio en la distribución del ingreso en el período estudiado, habrá hecho aumentar el bienestar económico asociado a la distribución de la renta medido a partir de las funciones de bienestar del tipo W_s . Este resultado queda recogido en el siguiente teorema:

Teorema 2—Dominancia Pro-Pobre: Si $GL_1(p) \geq GL_2(p)$, $\forall x < z^*$, con al menos una desigualdad estricta, entonces: $X_I \geq_{z^*} X_1$ y $X_I W_2^* X_1$, donde y es la distribución del ingreso inicial y x la distribución que tiene en cuenta sólo el *efecto desigualdad*.

Este teorema implica que si la curva de Lorenz generalizada que sólo tiene en cuenta el *efecto desigualdad* domina a la curva de Lorenz generalizada del primer período, el crecimiento habrá sido *pro-pobre* no sólo por el descenso de la pobreza, sino también por el aumento del bienestar de los individuos pobres si se aceptan las supuestos vistos antes³.

La extensión al caso de la dominancia truncada es inmediata. Si la curva de Lorenz generalizada $GL_1(p)$ domina a la curva de Lorenz generalizada $GL_2(p)$ para todas las líneas de pobreza por debajo de z^* el crecimiento habrá reducido la pobreza medido a través de los índices que cumplen las propiedades mostradas por Atkinson (1987). Así, si, por ejemplo, se establece 1 línea de pobreza en el percentil veinte, se podrán obtener conclusiones sobre si el crecimiento ha sido *pro-pobre* analizando los dos primeros deciles de las distribuciones comparadas.

³ Nótese que, en la definición de crecimiento *pro-pobre* se sigue el enfoque de Duclos (2009).

2.4 Efecto desigualdad y Efecto renta media

La herramienta desarrollada en el punto anterior puede ser aplicable al análisis transversal para contestar a preguntas del tipo: *¿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:

$$GL_B(p) - GL_A(p) = \mu_B L_B(p) - \mu_A L_A(p) \quad [10]$$

Como se muestra en la expresión [10], las diferencias en las ordenadas de las curvas de Lorenz generalizadas se pueden deber a diferencias en μ (diferencias en renta media), en $L(p)$ (diferencias en desigualdad) o a una conjunción de ambos factores. Los dos efectos mencionados se pueden descomponer como:

$$\Delta GL_i = \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \} \quad [11]$$

$$\Delta GL_{rm} = \frac{1}{2} \{ \mu_B L_A(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_A L_B(p) \} \quad [12]$$

siendo:

$$\Delta GL_i + \Delta GL_{rm} = GL_B(p) - GL_A(p) \quad [13]$$

La ecuación [13] 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:

$$GL_I^B(p) = GL_A(p) + \frac{1}{2} \{ \mu_A L_B(p) - \mu_A L_A(p) + \mu_B L_B(p) - \mu_B L_A(p) \} \quad [14]$$

Es interesante ver que [14] 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. Las implicaciones de dicha expresión sobre la pobreza y el bienestar económico son equivalentes a las que se han visto en el apartado anterior, algo que queda recogido en el siguiente teorema:

Teorema 3: Si $GL_I^B(p) \geq GL_A(p)$, $\forall x < z^*$, con al menos una desigualdad estricta, entonces: xP_2^* y xW_2^* .

2.5 Aplicación de la inferencia estadística

En la comparación de las curvas de Lorenz generalizadas se puede llegar a tres resultados: equivalencia, dominancia o cruce. Ahora bien, si el análisis se ha realizado con datos muestrales, los errores de muestreo pueden llevar a conclusiones erradas, por lo que el conocimiento de la distribución muestral de las curvas de Lorenz generalizadas puede llevar a resultados más precisos.

En este trabajo se emplea el enfoque de Bishop, Formby y Thistle (1989), que plantea un contraste de hipótesis con k sub-hipótesis para contrastar la hipótesis conjunta de equivalencia:

$$H_{0,i} : GL_1 = GL_I \quad \text{y} \quad H_{A,i} : GL_1 \neq GL_I \quad [15]$$

Si la hipótesis nula conjunta es aceptada, las dos distribuciones son equivalentes, por lo que no se puede concluir nada sobre la naturaleza *pro-pobre* del crecimiento. Por otro lado, si alguna de las sub-hipótesis es rechazada, ahí varios resultados posibles:

- Dominancia *pro-pobre* débil: Si para algunos cuantiles $GL_i > GL_1$ y para otros $GL_i = GL_1$, se puede concluir que el crecimiento ha sido débilmente *pro-pobre*. Si la desigualdad es estricta para todos los cuantiles el crecimiento habrá sido estrictamente *pro-pobre*.
- Si para algunos cuantiles $GL_i > GL_1$ y para otros $GL_i < GL_1$, no se puede establecer una ordenación de las dos distribuciones. En este caso habrá que acudir a la dominancia truncada.

El test estadístico será:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_i - \hat{GL}_1}{\left[\left(\frac{\hat{\sigma}_{ii}^1}{N_i} \right) + \left(\frac{\hat{\sigma}_{ii}^1}{N_1} \right) \right]^{1/2}} \text{ para } i=1,2,\dots,K^A. \quad [16]$$

Beach y Davidson (1983) derivan la distribución estadística de \hat{GL}_1 . Sin embargo, la distribución de \hat{GL}_i no es conocida. .

La ecuación [8] puede ser escrita como:

$$\begin{aligned} GL_i(p) &= GL_1(p) + \frac{1}{2} \{GL_{1,2}(p) - GL_1(p) + GL_2(p) - GL_{2,1}(p)\} = \\ &= \frac{1}{2} \{GL_{1,2}(p) + GL_1(p) + GL_2(p) - GL_{2,1}(p)\} \end{aligned} \quad [17]$$

donde:

$$GL_{1,2}(p) = \mu_1 L_2(p) \quad [18]$$

Es decir, $GL_{1,2}(p)$ es la curva de Lorenz generalizada a la que se llega multiplicando la curva de Lorenz de la distribución del segundo período por la media del primero. Análogamente:

$$GL_{2,1}(p) = \mu_2 L_1(p) \quad [19]$$

A partir de estas expresiones, la varianza de $GL_I(p)$ se puede escribir como:

$$Var(GL_I) = \frac{1}{4} \left\{ \begin{array}{l} Var(GL_{1,2}(p)) + Var(GL_1(p)) + Var(GL_2(p)) + Var(GL_{2,1}(p)) + \\ 2Cov[GL_{1,2}(p); GL_1(p)] + 2Cov[GL_{1,2}(p); GL_2(p)] - \\ 2Cov[GL_{1,2}(p); GL_{2,1}(p)] + 2Cov[GL_1(p); GL_2(p)] - \\ 2Cov[GL_1(p); GL_{2,1}(p)] - 2Cov[GL_2(p); GL_{2,1}(p)] \end{array} \right\} \quad [20]$$

Algunos miembros de [20] son cero por la independencia de las distribuciones inicial y final:

$$Cov[GL_1(p); GL_2(p)] = 0 \quad [21]$$

$Cov[GL_{1,2}(p); GL_1(p)] = Cov[\mu_1 L_2(p); \mu_1 L_1(p)] = 0$, pues es la covarianza de la distribución inicial y la final multiplicada por una constante. Además:

$$Cov[GL_{1,2}(p); GL_{2,1}(p)] = Cov[\mu_1 L_2(p); \mu_2 L_1(p)] = 0 \quad [22]$$

$$Cov[GL_2(p); GL_{2,1}(p)] = Cov[\mu_2 L_2(p); \mu_2 L_1(p)] = 0 \quad [23]$$

Por otro lado, aún hay dos miembros que deben ser calculados. El primero de ellos es:

$$Cov[GL_{1,2}(p); GL_2(p)] = Cov[\mu_1 L_2(p); \mu_2 L_2(p)] \quad [24]$$

A partir de una conocida propiedad de la varianza:

$$\begin{aligned} Var[\mu_1 L_2(p) + \mu_2 L_2(p)] &= Var[(\mu_1 + \mu_2)L_2(p)] = \\ &= Var(\mu_1 L_2(p)) + Var(\mu_2 L_2(p)) + 2Cov[\mu_1 L_2(p); \mu_2 L_2(p)] \end{aligned} \quad [25]$$

de donde:

⁴ Los valores críticos para este test vienen determinados por la distribución del Módulo Máximo Studentizado. Las tablas pueden ser obtenidas en Stolone y Ury (1979).

$$2Cov[\mu_1 L_2(p); \mu_2 L_2(p)] = Var(\mu_1 L_2(p)) + Var(\mu_2 L_2(p)) - Var[(\mu_1 + \mu_2)L_2(p)] \quad [26]$$

Análogamente se tiene:

$$2Cov[\mu_1 L_1(p); \mu_2 L_1(p)] = Var(\mu_1 L_1(p)) + Var(\mu_2 L_1(p)) - Var[(\mu_1 + \mu_2)L_1(p)] \quad [27]$$

Sustituyendo en la expresión [20] se llega a:

$$Var(GL_I) = \frac{1}{4} \left\{ Var(GL_{1,2}(p)) + Var(GL_1(p)) + Var(GL_2(p)) + Var(GL_{2,1}(p)) + \right. \\ \left. + 2Cov[GL_{1,2}(p); GL_2(p)] - 2Cov[GL_2(p); GL_{2,1}(p)] \right\} \quad [28]$$

Y, tras algunas operaciones algebraicas:

$$Var(GL_I) = \frac{1}{4} \{ 2Var(\mu_2 L_2(p)) + 2Var(\mu_1 L_2(p)) - Var[(\mu_1 + \mu_2)L_2(p)] + Var[(\mu_1 + \mu_2)L_1(p)] \} \quad [29]$$

En la expresión [29], la varianza de la curva de Lorenz generalizada que tiene en cuenta sólo el *efecto* desigualdad se obtiene a partir de las varianzas de cuatro distribuciones.

Así pues, la varianza de GL_I , vendrá dada, para $i=j$, por la expresión⁵:

$$Var(GL_I) = \varpi_{ii}^I = \frac{1}{4} \{ 2\varpi_{ij}^{2,2} + 2\varpi_{ij}^{1,2} - \varpi_{ij}^{1,2*} + \varpi_{ij}^{1*,2} \} \quad [30]$$

siendo $\varpi_{ij}^{a,a}$ la varianza de la curva generalizada de Lorenz de las distribuciones vistas en [29]⁶.

⁵ La expresión final de las varianzas se muestran en el apéndice.

⁶ El desarrollo para el análisis transversal es análogo.

3. CRECIMIENTO, POBREZA Y DESIGUALDAD EN ESPAÑA

Si bien los trabajos que relacionan la trilogía crecimiento, pobreza y desigualdad en España son escasos, existen algunos recientes cuyas conclusiones son destacables por cuanto permiten profundizar en los determinantes de la pobreza. En particular, Ayala y Palacio (2000) partir de los datos de la EPF ofrecen un análisis de la relación entre crecimiento y pobreza. A tal fin, y utilizando la aproximación al crecimiento *pro-pobre* de Datt y Ravallion (1992), llegan a la conclusión de que el factor más importante en la reducción de la pobreza es el crecimiento, entendido éste como aumento de la renta media, entre 1980 y 1990, si bien también es importante el efecto del descenso de la desigualdad que se registró en este período.

Por otro lado, Farré-Olalla y Vella (2006) analizan el impacto de las condiciones macroeconómicas y las características de los individuos en la distribución del ingreso con las ECPF y concluyen que el desempleo juega un papel fundamental en la distribución del ingreso en el sentido de que, en épocas de recesión con altas tasas de desempleo, la distribución de la renta muestra mayor desigualdad. Combinando este resultado con el que obtenían Palacio y Ayala (2000) se pone de manifiesto la importancia de los efectos del desempleo sobre las tasas de pobreza, algo que ya apuntan estos últimos autores.

Por último, Ayala y Jurado (2008) estudian la incidencia de los cambios distributivos y de la variación de la renta media sobre la pobreza en las diferentes regiones españolas empleando los datos de las encuestas básicas de presupuestos familiares de los años 1973, 1980 y 1991, y la ECPF de 2000-2001. Según sus resultados, para el conjunto de Comunidades Autónomas, el *efecto desigualdad* aporta un tercio en la reducción de la pobreza mientras que los dos tercios restantes se explicarían por el *efecto crecimiento*. Si bien el patrón de las distintas regiones es, según estos autores, poco homogéneo, llegan a la conclusión de que: “*En varias de las regiones que partían con los niveles de renta media más bajos, como Galicia, Castilla-La Mancha, Castilla León y, en menor medida, Murcia, Andalucía y Extremadura- resultando la inclusión de Navarra en este grupo una excepción-, la magnitud del componente distributivo es nítidamente más importante que en las Comunidades Autónomas más ricas. Así, la reducción más moderada de la pobreza en Madrid, Cataluña, País Vasco o Baleares, se explicaría por una menor intensidad del cambio*

distributivo, además de por partir de niveles de renta que eran considerablemente superiores...” (Ayala y Jurado, 2008, pg. 18).

4. DATOS Y ANÁLISIS EMPÍRICO

4.1 Datos

Para el análisis de la naturaleza *pro-pobre* del crecimiento económico es necesario contar con un lapso temporal lo suficientemente grande para capturar los cambios distribucionales presentes en el proceso de crecimiento. Sin embargo, 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 recoja datos de renta con fiabilidad, a excepción de la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGE) del año 2000, que ofrece datos a nivel regional. Por este motivo, este trabajo se basa en los datos de la ECV, para la que se cuenta actualmente con cuatro olas, 2004 y 2007, referidas a los años 2003 y 2006, respectivamente. No se ha considerado el uso de las Encuesta Continua Presupuestos Familiares (ECPF) ya que los datos de renta cuentan con un elevado porcentaje de imputaciones de ingresos, y ofrecen, en consecuencia, menor nivel detalle y calidad⁷.

En cuanto a los datos relativos al nivel de renta, para el estudio se ha buscado una aproximación al poder adquisitivo de los individuos, a través 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 forma tal 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 al diseño de la encuesta y el número de

⁷ Véase Prieto y García (2007).

miembros por hogar. Por último, las rentas han sido deflactadas empleando el IPC regional publicado por el INE.

4.2 Resultados

La aplicación de las técnicas desarrolladas en el punto dos permiten responder a tres preguntas: (i) ¿aumentó el bienestar económico entre las diferentes regiones entre 2003 y 2006?; (ii) ¿fue el crecimiento en dicho período *pro-pobre*?; y, por último, (iii) ¿si una determinada región hubiese tenido la misma renta media que el conjunto de España, habría tenido más, menos o la misma pobreza?

La tabla 1 muestra los resultados obtenidos en el análisis longitudinal para España entre 2003 y 2006. La segunda y tercera columnas de la misma se refieren al valor de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada en 2003 y 2006 respectivamente. La cuarta recoge el valor del estadístico de prueba en un contraste de dominancia estocástica, mientras que la quinta muestra la significatividad estadística de las diferencias: tres asteriscos indican una diferencia estadísticamente significativa al 1% de error de significación, dos al 5% y tres al 10%. En la sexta columna se pueden ver las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada que se construye teniendo en cuenta sólo el *efecto desigualdad*. Por último, las columnas siete y ocho tienen una interpretación análoga a la de la cuarta y la quinta.

Tabla 1. Dominancia de Lorenz generalizada y dominancia *Pro-Pobre* España(2003-2006)

Decile	$\hat{G}L_1$	$\hat{G}L_2$	T_{GLi}	Sig.	$\hat{G}L_I$	T_{GLi}	Sig.
1	313.37	322.47	-1.82		304.86	1.82	
2	868.00	904.80	-4.62	***	855.69	1.64	
3	1567.50	1633.42	-5.91	***	1544.62	2.15	
4	2405.21	2500.80	-6.43	***	2364.98	2.84	**
5	3381.64	3518.12	-7.29	***	3326.69	3.09	**
6	4499.67	4691.07	-8.41	***	4436.10	2.95	**
7	5776.71	6039.08	-9.57	***	5711.26	2.54	
8	7255.82	7605.39	-10.78	***	7192.90	2.07	
9	9016.94	9493.75	-12.32	***	8980.50	1.00	
10	11707.43	12375.30	-12.32	***	11707.43	0.00	

Como se puede ver en la tabla 1, el bienestar económico asociado a la distribución de la renta aumentó en España entre 2003 y 2006 (si se aceptan los supuesto vistos anteriormente), siendo este aumento estadísticamente significativo para todos los deciles. Sin embargo, el aumento de la renta media y del bienestar económico

no fue en absoluto *pro-pobre*. En efecto, si se observa la séptima columna se puede ver que todas las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada que tiene en cuenta sólo el *efecto desigualdad* están por debajo de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada de 2003, siendo la diferencia significativa para los deciles centrales de la distribución (de hecho, para los tres primeros deciles la diferencia está cerca de ser estadísticamente significativa al 10%). En otras palabras, si se tiene en cuenta sólo el *efecto desigualdad* el bienestar económico asociado a la distribución del ingreso cayó⁸.

Cabe preguntarse si esta tendencia se dio en la mayoría de las regiones españolas. La tabla 2 responde a esta pregunta (en el anexo 1 se pueden ver las tablas detalladas para todas las regiones):

Tabla 2: Resumen de la dominancia de Lorenz generalizada y dominancia Pro-Pobre¹

País/Región	Dominancia GL	Dominancia Pro-Pobre	Región	Dominancia GL	Dominancia Pro-Pobre
España	++	--	Cataluña	X :	X :
Andalucía	++	X :	C. Valenciana	++	+:
Aragón	X :	X :	Extremadura	++	X :
Asturias	XX	XX	Galicia	++	X :
Baleares	++	X +	Madrid	XX	--
Canarias	--	--	Murcia	++	+:
Cantabria	X :	--	Navarra	++	X +
Castilla-León	X +	- :	La Rioja	++	X :
Castilla la Mancha	+:	+:	País Vasco	X +	- :

¹El primer signo en cada celda se refiere a la comparación descriptiva mientras que el segundo a la comparación con inferencia. “+” significa dominancia del segundo año sobre el primero, “-” del primero sobre el segundo, “X” indica una cruce y “:” que no hay diferencias estadísticamente significativas.

⁸ Si el análisis se centra en el 20% de los individuos con menores ingresos (dominancia truncada) se puede llegar por tanto a la conclusión de que el crecimiento fue "anti-pobre", al menos en un análisis descriptivo.

La tabla 2 muestra que hay un grupo de regiones en las que el bienestar asociado a la distribución de la renta aumentó en el período analizado: Andalucía, Baleares, Castilla-León, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, Murcia, Navarra, La Rioja y el País Vasco. Sin embargo, sólo en Baleares y Navarra se puede concluir que el crecimiento fuese *pro-pobre*. Por el contrario, el crecimiento fue *anti-pobre* en Canarias, Cantabria y Madrid⁹.

La tercera pregunta a la que se quiere contestar en este trabajo es la influencia de las diferencias en desigualdad entre las regiones en los distintos niveles de pobreza. La tabla 3 recoge los resultados obtenidos en el análisis transversal para el año 2003:

Tabla 3: Resumen de la dominancia de Lorenz generalizada y dominancia sólo con efecto desigualdad¹. 2003

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	--	--			

¹El 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.

⁹ En el anexo 2 se pueden ver las tablas detalladas para el año 2003 y 2006 y par todas las regiones

Como se puede ver en la tabla 3, 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 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 tiene en cuenta 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 Castilla-León y Galicia se da el caso contrario, mientras que Castilla la Mancha, si se tiene en cuenta el *efecto desigualdad*, resulta no comparable con el conjunto nacional. Por último, la tabla 4 muestra los resultados del análisis transversal para el año 2006:

Tabla 4: Resumen de la dominancia de Lorenz generalizada y dominancia sólo con efecto desigualdad¹. 2006

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

¹El 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.

En la tabla 2 se vio que el crecimiento en España fue *anti-pobre*. Este fue el caso también para Canarias, Cantabria, Castilla-León y Madrid. De hecho, la evolución de la desigualdad fue más negativa para los pobres en el caso canario que en el conjunto nacional, pues, como se desprende de las tablas 3 y 4, si bien la distribución de Canarias dominaba a la de España cuando se tenía en cuenta sólo el *efecto desigualdad* en el año 2003, la situación en 2006 fue la contraria. En Madrid, sin llegar a una dominancia estadísticamente significativa, se ha dado el mismo caso. El ejemplo opuesto es el de Baleares, región en la que el crecimiento en el período analizado fue *pro-pobre*.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se han introducido técnicas para analizar dos diferentes aspectos de la relación entre desigualdad, crecimiento y pobreza. Por un lado, se ha desarrollado una herramienta para medir a través de la dominancia estocástica la naturaleza *pro-pobre* del crecimiento económico. Por otro, se ha adaptado dicha herramienta 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 estas técnicas, 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 el crecimiento económico en España y la mayoría de sus regiones entre 2003 y 2006 fue *anti-pobre*. Baleares, Navarra y, en menor medida, Castilla la Mancha, la Comunidad Valenciana y Murcia son la excepción. En cuanto al análisis transversal, en general en las regiones con mayor bienestar económico (y menor pobreza) que en España el *efecto desigualdad* contribuyó a este hecho, si bien hay excepciones como Baleares, las Castillas y Galicia. En cualquier caso, la evolución en el período analizado (análisis longitudinal) tiene un reflejo en el cambio en la comparación entre España y las regiones (análisis transversal).

BIBLIOGRAFÍA

1. Ahluwalia, M.S.(1974): “Income Inequality: some dimensions of the problem”, en H. Chenery et. al., *Redistribution with Growth*. Oxford: Oxford University Press.
2. Anderson, W. (1964): “Trickling Down: The Relationship Between Economic Growth and the Extent of Poverty Among American Families”, *Quarterly Journal of Economics*, 78: 511-524.
3. Atkinson, A. B. (1970): “On the Measurement of inequality”, *Journal of Economic Theory*, 2: 244-263.
4. Atkinson, A. B. (1987): “On the Measurement of Poverty”, *Econometrica*, 55: 749-764.
5. Ayala, L. y Palacio, J.I. (2000): “Hogares de Baja Renta en España: Caracterización y Factores de Cambio”, *Economía Aplicada*, 23: 35-70.
6. Ayala, L. y Jurado, M. (2008): “Crecimiento económico, pobreza y política fiscal: un análisis territorial”, Congreso de Economía Aplicada, Salamanca.
7. Beach, C. y R. Davidson (1983): “Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares”, *Review of Economic Studies*, 50: 723-735.
8. Bishop, J.A., J.P. Formby y P.D. Thistle (1989), “Statistical inference, income Distributions and social welfare”, en D.J. Slotje (ed.), *Research on Economic Inequality*, Vol.1, Greenwich, CN: JAI Press.
9. Dasgupta, P., Sen, A., and Starrett, D. (1973): “Notes on the measurement of inequality”, *Journal of Economic Theory*, 6: 180-187.
10. Duclos, J.-Y. (2009): “What is “Pro-poor”, *Social Choice and Welfare*, vol. 32, 37-58
11. Essama-Nssah, B. and Lambert, Peter J. (2009): “Measuring Pro-Poorness : A Unifying Approach With New Results” *Review of Income and Wealth*, 55, 3: 752-778.
12. Farré-Olalla, L. y Vella, F. (2006): “Macroeconomic Conditions and the Distribution of Income in Spain”, IZA, DP n° 512.
13. Foster, J. E., y A. F. Shorrocks (1988): “Poverty orderings and welfare dominance”, *Social Choice and Welfare*, 5: 179-198.
14. Gatswirth, J.L. (1971): “A General Definition of the Lorenz Curve”, *Econometrica*, 39: 1037-1039.

15. Heinrich, G. (2003): "More is not Necessarily Better: An Empirical Analysis of the Inequality-Growth Tradeoff using the Luxembourg Income Study", LIS Working Paper N° 344.
16. Kakwani, N. y Pernía, M. (2000): "What is Pro-poor Growth?", *Asian Development Review*, 18(1): 1-16.
17. Kakwani, N. (2000): "On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand", *Journal of Quantitative Economics*, 16(1): 67-80.
18. Kakwani, N. y Son, H. (2008): "Poverty Equivalent Growth Rate", *Review of Income and Wealth*, 54, 4: 643-655.
19. Prieto, M. y García, C. (2007): "Tendencias de la distribución personal de la renta en España (1985-2002). Inferencia sobre indicadores y sensibilidad ante encuestas y escalas de equivalencia", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 181-(2/2007): 49-80.
20. Ravallion, M. y Chen, S. (2003): "Measuring Pro-Poor Growth", *Economic Letters*, 78: 93-99.
21. Sen, A.K. (1973): *On Economic Inequality*, Oxford University Press.
22. Shorrocks, A. F. (1983): "Ranking income distributions", *Economica*, 50: 3-17.
23. Son, H. (2004): "A note on Pro-Poor Growth", *Economic Letters*, 82: 307-314.
24. Stoline, M.R., and H.K. Ury (1979): "Tables of the Studentized Maximum Modulus Distributions and an application to multiple comparisons among means", *Technometrics*, 21: 87-93.
25. Wilks, S. S. (1962): *Mathematical statistics*, Nueva York: John Wiley & Sons.

APÉNDICE

Como se ha visto antes, la varianza de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada construida teniendo en cuenta sólo el *efecto desigualdad* tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Var}(GL_1) &= \varpi_{ii}' = \frac{1}{4} \left\{ 2\varpi_{ij}^{2,2} + 2\varpi_{ij}^{1,2} - \varpi_{ij}^{1,2*} + \varpi_{ij}^{1*,2} \right\} = \\ &= \frac{1}{4} \left\{ 2\text{Var}(\mu_2 L_2(p)) + 2\text{Var}(\mu_1 L_2(p)) - \text{Var}[(\mu_1 + \mu_2)L_2(p)] + \text{Var}[(\mu_1 + \mu_2)L_1(p)] \right\} \end{aligned} \quad [\text{A1}]$$

Ahora bien, para conocer esta expresión es necesario calcular cada una de las varianzas que forman parte de la suma. Para ello, se puede partir, por ejemplo, de la expresión $\text{Var}(\mu_1 L_2(p))$. Nótese que esta es la varianza de la ordenada de la curva de Lorenz generalizada que se construye escalando la curva de Lorenz del período 2 por la media del período 1. Por lo tanto, para llegar a la varianza buscada se ha de partir de dicha distribución.

Por otro lado, como se ha visto, la varianza de la curva de Lorenz generalizada en un determinado período (por ejemplo, el período 2) viene dada, para cada cuantil, por la siguiente expresión:

$$\varpi_{ij} = p_i \left[\lambda_i^2 + (1 - p_j) (\xi_{pi} - \gamma_i)^2 \right] \quad [\text{A2}]$$

donde, al ser $i=j$, $p_i = p_j$, el cuantil que se esté considerando (como se trabaja con deciles, tomará el valor 0,1, 0,2,...); λ_i^2 es la varianza condicionada del cuantil considerado y ξ_{pi}, γ_i son el máximo y la media condicionada del cuantil en cuestión.

Ahora bien, para llegar a la curva de Lorenz generalizada construida multiplicando la curva de Lorenz del período 2 por la media del período 1, se puede partir de la curva de Lorenz generalizada del período 2 y multiplicar por μ_1 y dividir por μ_2 . Al ser esto un cambio de escala, no afectará a la desigualdad medida por la curva de Lorenz, pues ésta es una medida relativa de desigualdad. Así pues, si la expresión [A2] representa la varianza del período 2, la buscada, es decir, $\text{Var}(\mu_1 L_2(p))$ vendrá dada por la expresión:

$$\varpi_{ij}^{1,2} = p_i \left[\left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \quad [A3]$$

Por último, es importante destacar que lo que se está haciendo es un cambio de escala sobre la distribución del período 2, por lo que es el tamaño muestral de dicho período el que habrá de dividir la varianza en el estadístico de prueba.

Por su parte, el valor de las dos varianzas que no se han visto todavía será:

$$\varpi_{ij}^{1,2*} = p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \quad [A4]$$

$$\varpi_{ij}^{1*,2} = p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \right)^2 \lambda_{i,1}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \xi_{pi,1} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \gamma_{i,1} \right)^2 \right] \quad [A5]$$

refiriéndose los valores de la expresión [A4] a la curva de Lorenz generalizada del período 2 y la de [A5] a la del período 1.

Por lo tanto, la varianza de cada ordenada de la curva de Lorenz generalizada que sólo tiene en cuenta el *efecto desigualdad* será

$$\text{Var}(GL_i) = \varpi_{ii}^i = \frac{1}{4} \left\{ \begin{array}{l} 2 \left(p_i \left[\lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) (\xi_{pi,2} - \gamma_{i,2})^2 \right] + \right. \\ \left. 2 \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \right) \right) \\ - \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \right) \\ + \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \right)^2 \lambda_{i,1}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \xi_{pi,1} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \gamma_{i,1} \right)^2 \right] \right) \end{array} \right\} \quad [A6]$$

Y el estadístico de contraste:

$$T_{GLi} = \frac{\hat{GL}_i - \hat{GL}_1}{\left[\left(\begin{aligned} & 2(p_i [\lambda_{i,2}^2 + (1-p_j)(\xi_{pi,2} - \gamma_{i,2})^2]) / N_2 + \\ & 2 \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \right) / N_2 \right. \\ & \left. - \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \right)^2 \lambda_{i,2}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \xi_{pi,2} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_2} \gamma_{i,2} \right)^2 \right] \right) / N_2 \right. \\ & \left. + \left(p_i \left[\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \right)^2 \lambda_{i,1}^2 + (1-p_j) \left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \xi_{pi,1} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{\mu_1} \gamma_{i,1} \right)^2 \right] \right) / N_1 \right) \right]^{1/2}} + \left(\frac{\hat{\sigma}_{ii}^1}{N_1} \right) \end{aligned} \right.$$

para $i=1,2,\dots,K$. [A7]

En esta expresión, todos los valores pueden ser calculados.

ANEXO 1: Tablas detalladas, análisis longitudinal.

Tabla A1.1. Andalucía

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	250.06	251.65	-0.13		233.43	1.52	
2	699.98	746.32	-2.35		694.08	0.33	
3	1261.14	1365.40	-3.95	***	1270.64	-0.39	
4	1926.48	2078.64	-4.53	***	1933.53	-0.22	
5	2701.90	2895.19	-4.61	***	2692.38	0.23	
6	3609.02	3843.91	-4.55	***	3573.85	0.71	
7	4637.67	4954.11	-5.04	***	4607.38	0.52	
8	5825.36	6265.17	-5.83	***	5828.39	-0.04	
9	7269.76	7875.58	-6.58	***	7326.96	-0.67	
10	9514.65	10230.93	-5.75	***	9514.65	0.00	

Tabla A1.2. Aragón

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	423.56	325.92	3.40	***	310.08	4.63	***
2	1094.76	985.72	2.46		944.00	4.01	***
3	1895.90	1819.81	1.22		1746.85	2.93	**
4	2823.23	2825.11	-0.02		2717.61	1.56	
5	3902.69	4008.17	-1.04		3854.11	0.55	
6	5142.95	5358.76	-1.77		5148.39	-0.05	
7	6530.80	6858.99	-2.35		6597.06	-0.53	
8	8096.92	8557.73	-2.87	**	8223.25	-0.85	
9	10006.85	10507.51	-2.72	*	10091.16	-0.48	
10	12696.11	13209.04	-2.15		12696.11	0.00	

Tabla A1.3. Asturias

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	380.09	424.07	-1.73		421.66	-1.53	
2	1040.33	1092.40	-1.38		1081.80	-1.06	
3	1840.12	1895.07	-0.97		1882.79	-0.76	
4	2792.19	2861.80	-0.95		2835.17	-0.58	
5	3875.13	3968.05	-1.02		3930.01	-0.62	
6	5107.52	5220.21	-1.06		5180.77	-0.70	
7	6437.20	6601.08	-1.35		6542.16	-0.89	
8	7922.49	8142.27	-1.59		8076.10	-1.16	
9	9669.03	9963.04	-1.73		9883.19	-1.30	
10	12440.13	12544.11	-0.45		12440.13	0.00	

Tabla A1.4. Baleares

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	289.15	396.51	-3.73	***	372.98	-2.88	**
2	914.99	1032.70	-2.46		967.68	-0.98	
3	1741.23	1835.06	-1.35		1711.81	0.41	
4	2698.61	2806.82	-1.20		2620.48	0.90	
5	3772.39	3963.10	-1.69		3701.38	0.67	
6	5021.13	5259.65	-1.77		4917.31	0.79	
7	6449.59	6764.87	-1.91		6310.57	0.89	
8	8118.12	8643.03	-2.52		8085.55	0.17	
9	10073.08	10911.76	-3.48	***	10204.48	-0.59	
10	13165.62	14087.39	-2.81	**	13165.62	0.00	

Tabla A1.5. Canarias

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	291.26	227.51	2.86	**	227.89	3.09	**
2	802.81	723.39	2.39		727.00	2.53	
3	1440.69	1349.75	1.92		1358.29	1.94	
4	2198.90	2087.83	1.96		2099.99	1.82	
5	3077.32	2937.80	1.89		2957.60	1.68	
6	4084.83	3911.62	1.98		3940.84	1.69	
7	5231.96	5019.99	2.08		5055.01	1.82	
8	6553.44	6301.05	2.04		6345.66	1.75	
9	8125.60	7842.12	1.94		7900.59	1.60	
10	10522.94	10455.16	0.32		10522.94	0.00	

Tabla A1.6. Cantabria

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	443.85	453.72	-0.38		432.65	0.44	
2	1144.01	1133.21	0.23		1080.73	1.33	
3	2017.06	1942.61	1.16		1852.48	2.51	
4	3013.29	2889.49	1.48		2746.93	3.25	**
5	4121.28	3998.61	1.14		3806.86	3.29	**
6	5298.70	5244.27	0.43		5001.09	2.72	*
7	6605.46	6681.15	-0.51		6365.87	1.85	
8	8100.08	8294.14	-1.05		7911.07	1.16	
9	9820.02	10232.00	-1.93		9780.79	0.21	
10	12521.62	13121.73	-1.95		12521.62	0.00	

Tabla A1.7. Castilla-León

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	284.56	266.64	0.78		238.13	2.41	
2	791.06	816.57	-0.80		735.37	1.93	
3	1422.83	1502.84	-1.84		1355.51	1.73	
4	2182.74	2332.49	-2.62	*	2105.33	1.46	
5	3070.09	3291.86	-3.13	**	2970.49	1.49	
6	4091.38	4389.25	-3.48	***	3961.18	1.62	
7	5272.07	5645.79	-3.72	***	5095.11	1.84	
8	6636.81	7117.53	-4.01	***	6422.02	1.90	
9	8247.27	8923.63	-4.76	***	8055.12	1.46	
10	10478.86	11592.09	-6.12	***	10478.86	0.00	

Tabla A1.8. Castilla la Mancha

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	309.13	319.87	-0.67		317.08	-0.51	
2	793.28	819.18	-1.08		814.31	-0.88	
3	1378.51	1424.27	-1.22		1419.07	-1.21	
4	2051.22	2164.28	-2.30		2154.72	-2.30	
5	2863.88	2995.44	-2.10		2978.92	-1.90	
6	3809.95	3954.39	-1.78		3931.09	-1.55	
7	4898.61	5065.55	-1.66		5038.09	-1.47	
8	6171.41	6391.65	-1.81		6350.17	-1.54	
9	7713.34	7961.45	-1.70		7910.49	-1.45	
10	10153.97	10216.90	-0.32		10153.97	0.00	

Tabla A1.9. Cataluña

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	383.10	408.90	-1.50		406.59	-1.37	
2	1072.99	1096.59	-0.83		1090.39	-0.61	
3	1946.55	1961.66	-0.37		1949.39	-0.07	
4	2973.30	2986.33	-0.25		2968.65	0.09	
5	4157.40	4156.84	0.01		4132.20	0.40	
6	5496.62	5479.74	0.22		5445.09	0.68	
7	7025.35	6997.42	0.30		6956.85	0.77	
8	8746.45	8745.52	0.01		8691.93	0.52	
9	10806.26	10815.80	-0.07		10752.07	0.44	
10	13883.14	13968.90	-0.48		13883.14	0.00	

Tabla A1.10. Comunidad Valenciana

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	336.63	374.27	-2.20		346.96	-0.61	
2	900.01	1002.39	-3.76	***	928.32	-1.12	
3	1597.54	1765.65	-4.38	***	1636.10	-1.12	
4	2412.29	2670.62	-5.31	***	2473.10	-1.34	
5	3353.19	3682.22	-5.39	***	3407.48	-0.93	
6	4449.75	4834.68	-5.16	***	4475.36	-0.36	
7	5685.82	6151.08	-5.13	***	5690.88	-0.06	
8	7094.58	7698.02	-5.61	***	7120.55	-0.26	
9	8759.14	9501.24	-5.94	***	8788.61	-0.25	
10	11277.95	12192.26	-5.12	***	11277.95	0.00	

Tabla A1.11. Extremadura

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	220.74	262.63	-2.18		247.18	-1.28	
2	644.79	699.02	-1.86		656.39	-0.38	
3	1156.10	1220.36	-1.71		1142.71	0.34	
4	1766.56	1833.23	-1.35		1715.65	1.02	
5	2460.70	2545.24	-1.34		2384.58	1.24	
6	3243.62	3388.55	-1.88		3172.10	1.00	
7	4123.84	4376.06	-2.60	*	4092.61	0.35	
8	5195.34	5549.65	-3.08	**	5196.72	-0.01	
9	6591.12	7015.07	-2.75	*	6580.50	0.07	
10	8743.78	9332.91	-2.80	*	8743.78	0.00	

Tabla A1.12. Galicia

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	288.06	305.69	-1.00		285.64	0.15	
2	819.57	873.00	-1.82		815.64	0.14	
3	1485.14	1586.87	-2.51		1484.17	0.03	
4	2271.08	2433.91	-3.15	**	2273.60	-0.05	
5	3174.97	3387.96	-3.42	***	3171.43	0.06	
6	4187.16	4448.54	-3.58	***	4159.41	0.39	
7	5316.32	5651.14	-3.87	***	5288.47	0.34	
8	6601.24	7058.73	-4.50	***	6599.62	0.02	
9	8127.59	8695.92	-4.64	***	8132.13	-0.04	
10	10613.81	11352.90	-3.97	***	10613.81	0.00	

Tabla A1.13. Madrid

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	474.67	383.10	4.79	***	356.60	6.87	***
2	1224.98	1067.97	4.71	***	1000.73	7.50	***
3	2141.41	1923.22	4.42	***	1801.45	8.00	***
4	3199.76	2989.50	3.22	**	2801.17	7.23	***
5	4402.57	4218.26	2.32		3960.71	6.44	***
6	5748.16	5615.79	1.36		5277.79	5.61	***
7	7251.42	7182.38	0.61		6752.43	5.23	***
8	8922.10	9034.74	-0.83		8497.03	3.73	***
9	10918.62	11300.03	-2.33		10636.45	2.02	
10	14058.20	14924.67	-3.57	***	14058.20	0.00	

Tabla A1.14. Murcia

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	223.91	239.15	-0.70		234.27	-0.53	
2	708.19	745.26	-1.00		731.38	-0.65	
3	1334.21	1403.74	-1.34		1371.12	-0.74	
4	2073.59	2194.23	-1.89		2147.29	-1.21	
5	2920.50	3109.22	-2.39		3040.43	-1.59	
6	3886.96	4139.72	-2.75	*	4051.25	-1.88	
7	4974.80	5310.52	-3.05	**	5194.20	-2.08	
8	6290.20	6711.38	-3.13	**	6564.68	-2.17	
9	7840.93	8357.71	-3.35	***	8173.60	-2.20	
10	10382.15	10617.99	-0.99		10382.15	0.00	

Tabla A1.15. Navarra

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	289.46	559.06	-6.83	***	486.94	-4.46	***
2	966.51	1390.47	-6.78	***	1183.16	-3.15	**
3	1851.61	2441.99	-7.08	***	2065.39	-2.45	
4	2909.58	3680.65	-6.99	***	3102.61	-1.73	
5	4106.60	5131.21	-8.04	***	4308.40	-1.62	
6	5443.18	6688.87	-8.34	***	5612.62	-1.14	
7	6952.41	8400.40	-8.47	***	7031.32	-0.46	
8	8649.28	10260.96	-8.30	***	8595.53	0.28	
9	10623.25	12390.60	-7.95	***	10381.53	1.11	
10	13610.59	16268.52	-7.38	***	13610.59	0.00	

Tabla A1.16. La Rioja

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	344.96	409.18	-2.89	**	384.98	-1.75	
2	920.97	992.33	-1.87		931.20	-0.26	
3	1647.48	1729.61	-1.39		1619.21	0.49	
4	2516.79	2617.57	-1.25		2448.92	0.85	
5	3528.09	3608.80	-0.80		3384.64	1.44	
6	4650.01	4777.53	-1.03		4468.47	1.52	
7	5916.13	6138.99	-1.41		5749.65	1.17	
8	7369.94	7771.43	-2.21		7275.43	0.58	
9	9034.52	9636.14	-2.87	**	9028.44	0.03	
10	11418.77	12182.09	-2.87	**	11418.77	0.00	

Tabla A1.17. País Vasco

Decile	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_I	T_{GLi}	Sig.
1	423.01	400.37	0.87		371.36	2.21	
2	1129.78	1149.18	-0.43		1062.76	1.71	
3	1996.59	2128.13	-2.05		1968.03	0.49	
4	3049.10	3262.89	-2.62	*	3021.28	0.37	
5	4234.61	4544.27	-3.21	**	4208.75	0.29	
6	5530.11	5944.72	-3.76	***	5509.34	0.20	
7	7011.45	7507.80	-3.84	***	6945.76	0.53	
8	8680.49	9276.65	-3.96	***	8585.56	0.68	
9	10616.59	11343.78	-4.18	***	10508.01	0.68	
10	13268.07	14328.15	-4.63	***	13268.07	0.00	

ANEXO 2: Tablas detalladas, análisis transversal.

Tabla A2.1
España-Andalucía. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_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	

Tabla A2.2
España-Aragón. 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	

Tabla A2.3
España-Asturias. 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 A2.4
España-Baleares. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_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	

Tabla A2.5
España-Canarias. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	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	

Tabla A2.6
España-Cantabria. 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	

Tabla A2.7
España-Castilla y León. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	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 A2.8
España-Castilla- La Mancha. 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	

Tabla A2.9
España-Cataluña. 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 A2.10
España-C. Valenciana. 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	

Tabla A2.11
España-Extremadura. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	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 A2.12
España-Galicia. 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 A2.13
España-Madrid. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_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 A2.14
España-Murcia. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	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	***

Tabla A2.15
España-Navarra. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	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	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	***

Tabla A2.16
España-La Rioja. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	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	

Tabla A2.17
España-País Vasco. 2003

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	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 A2.18
España-Andalucía. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	251.65	6.70	***	306.47	2.34	
2	904.80	746.32	9.42	***	903.38	0.13	
3	1633.42	1365.40	12.12	***	1650.67	-1.16	
4	2500.80	2078.64	15.10	***	2513.51	-0.67	
5	3518.12	2895.19	18.18	***	3504.18	0.59	
6	4691.07	3843.91	19.90	***	4653.41	1.29	
7	6039.08	4954.11	20.66	***	5999.09	1.10	
8	7605.39	6265.17	21.08	***	7582.77	0.50	
9	9493.75	7875.58	20.88	***	9524.22	-0.53	
10	12375.30	10230.93	21.20	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.19
España-Aragón. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	325.92	-0.14		304.78	2.00	
2	904.80	985.72	-2.17		924.20	-1.39	
3	1633.42	1819.81	-3.50	***	1709.21	-3.90	***
4	2500.80	2825.11	-4.72	***	2658.18	-6.19	***
5	3518.12	4008.17	-5.84	***	3769.24	-7.92	***
6	4691.07	5358.76	-6.61	***	5032.28	-8.88	***
7	6039.08	6858.99	-7.16	***	6442.28	-8.94	***
8	7605.39	8557.73	-7.41	***	8032.52	-8.14	***
9	9493.75	10507.51	-7.00	***	9856.23	-5.86	***
10	12375.30	13209.04	-4.50	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.20
España-Asturias. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	424.07	-6.05	***	420.22	-12.35	***
2	904.80	1092.40	-7.24	***	1079.17	-14.87	***
3	1633.42	1895.07	-6.38	***	1875.29	-14.64	***
4	2500.80	2861.80	-6.81	***	2825.26	-15.10	***
5	3518.12	3968.05	-6.68	***	3919.09	-14.77	***
6	4691.07	5220.21	-6.69	***	5156.45	-14.13	***
7	6039.08	6601.08	-6.10	***	6518.32	-12.21	***
8	7605.39	8142.27	-5.10	***	8037.29	-9.34	***
9	9493.75	9963.04	-3.63	***	9833.83	-5.99	***
10	12375.30	12544.11	-1.04		12375.30	0.00	

Tabla A2.21
España-Baleares. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	396.51	-3.55	***	350.48	-3.99	***
2	904.80	1032.70	-4.34	***	910.96	-0.58	
3	1633.42	1835.06	-4.18	***	1612.44	1.33	
4	2500.80	2806.82	-4.54	***	2463.33	1.72	
5	3518.12	3963.10	-5.18	***	3482.63	1.25	
6	4691.07	5259.65	-5.65	***	4620.77	2.03	
7	6039.08	6764.87	-5.74	***	5939.06	2.32	
8	7605.39	8643.03	-6.30	***	7604.01	0.02	
9	9493.75	10911.76	-7.41	***	9599.67	-1.55	
10	12375.30	14087.39	-6.99	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.22
España-Canarias. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	227.51	5.30	***	274.49	6.36	***
2	904.80	723.39	6.68	***	861.64	3.69	***
3	1633.42	1349.75	7.39	***	1601.01	2.04	
4	2500.80	2087.83	9.35	***	2473.63	1.36	
5	3518.12	2937.80	10.23	***	3482.01	1.44	
6	4691.07	3911.62	11.72	***	4639.22	1.70	
7	6039.08	5019.99	12.88	***	5952.88	2.33	
8	7605.39	6301.05	13.74	***	7474.17	2.91	**
9	9493.75	7842.12	14.65	***	9307.54	3.31	***
10	12375.30	10455.16	11.56	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.23
España-Cantabria. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	453.72	-6.74	***	434.36	-13.62	***
2	904.80	1133.21	-6.88	***	1078.71	-14.26	***
3	1633.42	1942.61	-6.79	***	1840.78	-13.00	***
4	2500.80	2889.49	-6.27	***	2734.20	-11.21	***
5	3518.12	3998.61	-5.59	***	3781.09	-9.68	***
6	4691.07	5244.27	-5.40	***	4965.76	-8.33	***
7	6039.08	6681.15	-5.29	***	6309.63	-6.81	***
8	7605.39	8294.14	-4.56	***	7830.99	-4.67	***
9	9493.75	10232.00	-4.13	***	9686.31	-3.23	**
10	12375.30	13121.73	-3.13	**	12375.30	0.00	

Tabla A2.24
España-Castilla y León. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	266.64	2.82	**	285.85	4.35	***
2	904.80	816.57	3.34	***	874.43	2.48	
3	1633.42	1502.84	3.64	***	1606.14	1.67	
4	2500.80	2332.49	3.64	***	2492.88	0.37	
5	3518.12	3291.86	4.00	***	3515.73	0.09	
6	4691.07	4389.25	4.42	***	4687.58	0.11	
7	6039.08	5645.79	4.97	***	6028.58	0.27	
8	7605.39	7117.53	5.10	***	7601.82	0.07	
9	9493.75	8923.63	4.97	***	9528.74	-0.58	
10	12375.30	11592.09	5.16	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.25
España-Castilla- La Mancha. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	319.87	0.22		383.76	-11.51	***
2	904.80	819.18	4.67	***	985.58	-9.26	***
3	1633.42	1424.27	6.86	***	1722.54	-7.09	***
4	2500.80	2164.28	8.44	***	2617.39	-6.74	***
5	3518.12	2995.44	10.76	***	3621.69	-4.72	***
6	4691.07	3954.39	11.76	***	4784.35	-3.36	***
7	6039.08	5065.55	12.37	***	6134.23	-2.72	*
8	7605.39	6391.65	12.82	***	7734.26	-2.95	**
9	9493.75	7961.45	13.31	***	9635.28	-2.56	
10	12375.30	10216.90	15.14	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.26
España-Cataluña. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	408.90	-6.75	***	364.98	-4.85	***
2	904.80	1096.59	-9.15	***	976.33	-5.30	***
3	1633.42	1961.66	-10.89	***	1744.76	-5.95	***
4	2500.80	2986.33	-12.40	***	2655.59	-6.40	***
5	3518.12	4156.84	-13.20	***	3694.40	-5.90	***
6	4691.07	5479.74	-13.26	***	4865.72	-4.82	***
7	6039.08	6997.42	-13.49	***	6212.10	-3.97	***
8	7605.39	8745.52	-13.80	***	7757.43	-2.94	**
9	9493.75	10815.80	-13.14	***	9590.17	-1.52	
10	12375.30	13968.90	-11.27	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.27
España-C. Valenciana. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	374.27	-3.96	***	380.86	-8.53	***
2	904.80	1002.39	-4.46	***	1017.96	-10.08	***
3	1633.42	1765.65	-4.21	***	1793.32	-10.24	***
4	2500.80	2670.62	-4.33	***	2710.34	-10.32	***
5	3518.12	3682.22	-3.39	***	3738.73	-8.73	***
6	4691.07	4834.68	-2.45		4908.33	-7.02	***
7	6039.08	6151.08	-1.53		6243.23	-5.35	***
8	7605.39	7698.02	-1.06		7812.61	-4.43	***
9	9493.75	9501.24	-0.07		9643.47	-2.62	*
10	12375.30	12192.26	1.28		12375.30	0.00	

Tabla A2.28
España-Extremadura. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	262.63	4.74	***	345.81	-4.11	***
2	904.80	699.02	10.27	***	925.60	-2.26	
3	1633.42	1220.36	15.55	***	1621.34	0.97	
4	2500.80	1833.23	18.46	***	2439.44	3.72	***
5	3518.12	2545.24	20.15	***	3396.69	5.73	***
6	4691.07	3388.55	21.17	***	4520.48	6.35	***
7	6039.08	4376.06	21.12	***	5833.34	6.06	***
8	7605.39	5549.65	22.61	***	7389.97	5.09	***
9	9493.75	7015.07	20.83	***	9338.24	2.80	*
10	12375.30	9332.91	18.35	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.29
España-Galicia. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	305.69	1.20		332.79	-1.57	
2	904.80	873.00	1.39		950.35	-4.09	***
3	1633.42	1586.87	1.46		1727.64	-5.99	***
4	2500.80	2433.91	1.65		2647.60	-7.11	***
5	3518.12	3387.96	2.69	*	3690.74	-6.76	***
6	4691.07	4448.54	4.27	***	4844.10	-5.00	***
7	6039.08	5651.14	5.64	***	6161.96	-3.30	***
8	7605.39	7058.73	6.74	***	7693.33	-1.95	
9	9493.75	8695.92	8.13	***	9486.94	0.12	
10	12375.30	11352.90	6.94	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.30
España-Madrid. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	383.10	-3.89	***	317.44	0.67	
2	904.80	1067.97	-6.00	***	885.41	1.51	
3	1633.42	1923.22	-7.07	***	1591.20	2.28	
4	2500.80	2989.50	-8.89	***	2476.52	0.97	
5	3518.12	4218.26	-10.47	***	3496.45	0.69	
6	4691.07	5615.79	-11.27	***	4655.79	0.92	
7	6039.08	7182.38	-11.92	***	5949.13	1.97	
8	7605.39	9034.74	-12.19	***	7479.98	2.26	
9	9493.75	11300.03	-12.88	***	9357.96	2.00	
10	12375.30	14924.67	-12.28	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.31
España-Murcia. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	239.15	4.67	***	283.14	5.43	***
2	904.80	745.26	5.60	***	874.36	2.61	*
3	1633.42	1403.74	5.79	***	1636.54	-0.19	
4	2500.80	2194.23	6.22	***	2554.62	-2.55	
5	3518.12	3109.22	6.73	***	3617.12	-3.75	***
6	4691.07	4139.72	7.71	***	4817.03	-3.94	***
7	6039.08	5310.52	8.57	***	6182.62	-3.71	***
8	7605.39	6711.38	8.54	***	7807.99	-4.25	***
9	9493.75	8357.71	9.69	***	9728.17	-4.02	***
10	12375.30	10617.99	12.11	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.32
España-Navarra. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	559.06	-9.39	***	443.90	-10.41	***
2	904.80	1390.47	-11.92	***	1086.54	-10.47	***
3	1633.42	2441.99	-13.93	***	1898.91	-11.32	***
4	2500.80	3680.65	-14.74	***	2858.48	-11.68	***
5	3518.12	5131.21	-16.89	***	3964.37	-12.23	***
6	4691.07	6688.87	-18.01	***	5151.91	-10.96	***
7	6039.08	8400.40	-18.69	***	6446.81	-8.53	***
8	7605.39	10260.96	-18.54	***	7859.25	-4.69	***
9	9493.75	12390.60	-17.33	***	9462.83	0.49	
10	12375.30	16268.52	-13.21	***	12375.30	0.00	

Tabla A2.33
España-La Rioja. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	409.18	-5.44	***	418.22	-16.03	***
2	904.80	992.33	-3.23	**	1009.42	-11.41	***
3	1633.42	1729.61	-2.19		1756.90	-9.06	***
4	2500.80	2617.57	-1.96		2658.41	-8.36	***
5	3518.12	3608.80	-1.21		3673.99	-6.47	***
6	4691.07	4777.53	-0.92		4852.87	-5.32	***
7	6039.08	6138.99	-0.80		6243.16	-5.20	***
8	7605.39	7771.43	-1.14		7894.35	-5.97	***
9	9493.75	9636.14	-0.83		9788.33	-4.96	***
10	12375.30	12182.09	0.92		12375.30	0.00	

Tabla A2.34
España-País Vasco. 2006

Decil	\hat{GL}_1	\hat{GL}_2	T_{GLi}	Sig.	\hat{GL}_1	T_{GLi}	Sig.
1	322.47	400.37	-3.69	***	352.79	-3.83	***
2	904.80	1149.18	-6.60	***	1001.38	-6.70	***
3	1633.42	2128.13	-9.55	***	1855.35	-10.56	***
4	2500.80	3262.89	-11.77	***	2845.07	-12.76	***
5	3518.12	4544.27	-13.26	***	3959.91	-13.46	***
6	4691.07	5944.72	-14.27	***	5178.84	-12.81	***
7	6039.08	7507.80	-14.61	***	6520.01	-10.90	***
8	7605.39	9276.65	-14.03	***	8047.47	-8.49	***
9	9493.75	11343.78	-13.28	***	9829.61	-5.41	***
10	12375.30	14328.15	-10.89	***	12375.30	0.00	