

## EL PATRÓN DESIGUAL DE CRECIMIENTO EUROPEO: UN ANÁLISIS SEMIPARAMÉTRICO A NIVEL REGIONAL<sup>1</sup>

DANIEL RODRÍGUEZ GONZÁLEZ / XAVIER VENCE DEZA<sup>2</sup>  
Universidade de Santiago de Compostela

RECIBIDO: 15 de noviembre de 2012 / ACEPTADO: 14 de junio de 2013

---

**Resumen:** El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre la desigualdad y la renta disponible equivalente a nivel regional y contrastar el tipo de relación existente entre ambas variables en la Unión Europea (UE) en el contexto del modelo de crecimiento neoliberal. En este trabajo estimamos un modelo con datos de panel mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de efectos fijos y, además, analizamos la posible existencia de autocorrelación espacial en el modelo y la necesidad de implementación de modelos espaciales. Una aportación novedosa es la estimación mediante análisis semiparamétrico, que permite no condicionar la función relacional. El análisis semiparamétrico, a diferencia de un análisis no paramétrico, nos permitirá introducir otras variables mediante una función lineal definida como, por ejemplo, la desigualdad inicial, la densidad de población, el empleo en distintos sectores (industry mix) o las transferencias. Esta aplicación del análisis semiparamétrico es una contribución relevante de este trabajo, ya que todavía es una técnica novedosa para el estudio de la desigualdad.

**Palabras clave:** Desigualdad / Renta / Regiones europeas / Curva de Kuznets / Análisis semiparamétrico.

### **The Unequal Pattern of European Growth: A Regional-Based Semiparametric Analysis**

**Abstract:** The aim of this paper is to analyze the relationship between inequality and the equivalent disposable income available at a regional level and to contrast the type of relationship between two variables in the developed world in the context of a standard neoclassical growth model. In this paper we will estimate a panel data model using the method of OLS fixed effects, and also analyze the possible existence of spatial autocorrelation in the model and the need for implementation of spatial models. A novel contribution is estimated by a semiparametric analysis, which allows conditional no Relational function. Semiparametric analysis, unlike the nonparametric analysis, allows the introduction of other variables by a linear function defined as the initial inequality, population density, employment in various sectors (industry mix), transfers, etc. This application of the semiparametric analysis is a relevant contribution to the study, since it is still a novel technique for the study of inequality.

**Keywords:** Inequality / Income / European regions / Kuznets' curve / Semiparametric analysis.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre la desigualdad y la renta disponible equivalente a nivel regional y contrastar el tipo de relación existente

---

<sup>1</sup> Este trabajo fue presentado en la *XII Reunión de Economía Mundial*, que tuvo lugar en Santiago de Compostela entre los días 26 y 28 de mayo de 2010.

Para la realización de este estudio se ha contado con la financiación de las ayudas para la consolidación y estructuración de unidades de investigación del SUG (ref. 2008/XA133), de la Consellería de Educación e Ordenación Universitaria de la Xunta de Galicia.

<sup>2</sup> Los autores agradecen las sugerencias realizadas por los dos evaluadores anónimos.

entre ambas variables en la UE en el contexto del modelo de crecimiento neoliberal que viene caracterizando a la UE desde los años noventa del pasado siglo.

Mientras que la mayor parte de la literatura sobre este tema basada en la curva de Kuznets incluye muestras de países con diferentes niveles de desarrollo, nuestro objetivo es analizar con más detalle la relación centrándonos en un área desarrollada como es la UE. Al mismo tiempo, es interesante analizar un período que se caracteriza por la difusión de un determinado modelo tecnológico y por el tipo de políticas macroeconómicas y fiscales marcadas por el denominado Consenso de Washington o Consenso de Bruselas, que van tomando cada vez más radicalidad y coherencia a partir de la entrada en vigor del Tratado de Maastricht en el año 1993.

Los estudios existentes sobre el impacto de la renta en la desigualdad tienden a establecer modelos que se basan en suposiciones fijas, ya sea una relación lineal o cuadrática, para poner a prueba la hipótesis de la relación de U invertida de Kuznets. La revisión de este tipo de literatura pone de manifiesto que una mala especificación puede, sin embargo, conducir a resultados inconsistentes.

En este artículo vamos a estimar un modelo de datos de panel utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos, así como analizar la posible existencia de autocorrelación espacial en el modelo y la necesidad de aplicar modelos espaciales. Realizamos una contribución novedosa mediante la estimación de un análisis semiparamétrico, que permite no condicionar la función relacional. El análisis semiparamétrico, a diferencia del análisis no paramétrico, admite la introducción de otras variables de una función lineal definida como, por ejemplo, la desigualdad inicial, la densidad de población o el empleo en diversos sectores. Esta aplicación del análisis semiparamétrico es una contribución relevante para el estudio, ya que todavía es una técnica innovadora en los análisis de la desigualdad.

En este trabajo se realiza un análisis con datos regionales para el conjunto europeo. En general, la relación entre la desigualdad y el crecimiento ha sido investigada a nivel nacional, dando lugar a resultados ambiguos. Esto ha llevado a varios autores (Partridge, 1997; Panizza, 2002, Rodríguez y Vence, 2007; Ezcurra, 2007; Perugini y Martino, 2008; Rodríguez-Pose y Tselios, 2009a, 2009b) a considerar que un estudio a nivel regional puede proporcionar resultados más consistentes. Esta hipótesis se basa en la idea de que las regiones son unidades más homogéneas que los países, en el sentido de que los factores culturales, institucionales y económicos serán menos importantes en la explicación de las diferencias que cuando se comparan países muy diferentes entre sí. En este último caso, las diferencias cualitativas en este tipo de factores pueden causar perturbaciones en los resultados de la relación principal –renta y desigualdad–.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera. Después de esta introducción, en la sección 2 se revisa la literatura relevante para esta área de estudio, tanto a nivel global como regional. En las secciones 3 y 4 se presentan las principales variables, la base de datos y la metodología. En la sección 5 se muestran los resul-

tados más relevantes y, finalmente, en la sección 6 se resumen las conclusiones principales.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Aunque el problema de la relación entre desigualdad y crecimiento económico ha recibido la atención de los economistas clásicos, el trabajo de Kuznets (1955) es el que ha dado lugar a un renovado interés por esa cuestión en el marco de la economía del desarrollo. Este autor establecía que en las primeras etapas de desarrollo, a medida que el PIB per cápita empezara a aumentar, también aumentaría la desigualdad. Por el contrario, en las etapas de la industrialización, en las que existe un aumento del PIB per cápita cada vez mayor, la desigualdad tiende a disminuir y dibuja de esta forma una relación de U invertida entre las dos variables, que sería bautizada en la literatura como “hipótesis de Kuznets”. Esta conclusión optimista conduce a que nos preocupemos principalmente por el crecimiento de la economía, pues con el tiempo la desigualdad disminuirá más o menos automática e inexorablemente, una vez pasado un cierto umbral de desarrollo.

La polémica creada a partir de la hipótesis de Kuznets ha llevado a muchos autores a contrastar este modelo, desarrollado a través de una extensa investigación tanto teórica como empírica con resultados mixtos (Ahluwalia, Carter y Chen, 1979; Bourguignon y Morrison, 1998; Anand y Kanbur, 1993; Galbraith, 2001 [2004]; Zweimüller, 2000; Sen, 1997).

Tradicionalmente hubo dos enfoques interrelacionados para analizar la relación entre la renta y la desigualdad, uno poniendo el acento en la causalidad que va de la primera a la segunda y otro poniendo el acento en la causalidad inversa. Un primer enfoque se centra en el efecto de la desigualdad de la renta sobre el crecimiento económico, y un segundo enfoque supone la causalidad inversa, es decir, el efecto del crecimiento de la renta sobre el nivel de desigualdad.

Los estudios empíricos también pueden dar lugar a dos enfoques temporales diferentes. Por un lado, están los estudios dinámicos de la relación entre el crecimiento y la desigualdad. La dificultad de este tipo de estudios es la falta de datos durante largos períodos de tiempo para obtener resultados sólidos. Precisamente a causa de esta dificultad, algunos estudios se basan en una segunda ruta –la estática– que analiza la relación entre la renta y la desigualdad mediante estudios *cross-section*.

### 2.1. ANÁLISIS DE DATOS POR PAÍS

Una de las obras más importantes que confirmaron la relación en forma de U invertida fue la realizada por Ahluwalia, Carter y Chen (1979). Estos autores analizaron 36 países en desarrollo, por lo que se corresponde con la estimación de la parte creciente de la curva, y llegaron a la conclusión de que el nivel máximo de desigualdad es de 800 dólares PCI (Programa de Comparación Internacional de

las Naciones Unidas). Esto parece ser consistente con la hipótesis de Kuznets, especialmente en lo que respecta a Taiwán, Yugoslavia y Sri Lanka, donde se empezaba a ver un cambio de tendencia (de relación positiva a negativa), apoyándose en el argumento de que políticas como la de redistribución (en Yugoslavia y Sri Lanka) y los mecanismos de mercado (en Taiwan) podrían tener tanta influencia como el crecimiento. En contraste, México y Brasil superaban el nivel máximo de la desigualdad, lo que explican Ahluwalia, Carter y Chen (1979) por la falta de políticas eficaces. Por lo tanto, aunque estos autores confirman la parte creciente de la curva de Kuznets, también sugieren la necesidad de políticas específicas basadas en un crecimiento acelerado de las políticas distributivas (por ejemplo, el apoyo directo a las actividades productivas de los sectores más pobres) y en la reducción del crecimiento de la población, para que la reducción de la desigualdad se produzca más rápidamente.

Otro trabajo que se ocupa de este problema es el de Saith (1983), quien critica los estudios que utilizan análisis transversales para los países en desarrollo porque no se puede comparar la situación de los países desarrollados en los años 1920 y 1930 con la situación actual de desarrollo de los países debido al cambio de la realidad global (por ejemplo, las altas cifras de población o el efecto acumulativo de la concentración continua de ahorros). Este autor considera la desigualdad de renta y utiliza una base de datos de 60 países, de los cuales 6 son socialistas, 13 son capitalistas avanzados y 41 son países en desarrollo. Los resultados son consistentes con la hipótesis de la U invertida, pero el ajuste del modelo se aproxima a cero. Basándose en la imposibilidad de comparar la evolución de los países desarrollados y de los países en desarrollo, el autor estima el modelo únicamente con los 41 países en desarrollo, y sugiere que el ajuste con esta restricción se aproxima más a una L invertida (desapareciendo la parte decreciente de la U invertida).

También se debe señalar que los estudios de Anand y Kanbur (1993a, 1993b) establecen una representación funcional del proceso descrito por Kuznets. Inicialmente, bajo la hipótesis de Kuznets encontraron que la desigualdad aumentaba en el comienzo del proceso de crecimiento, pero que el comportamiento de la desigualdad al final del proceso era ambiguo. Para eliminar esta ambigüedad, realizaron un estudio con seis índices de desigualdad y los mismos datos que Ahluwalia, Carter y Chen (1979). Establecen las condiciones para producir un punto de inflexión en cada uno de los índices estudiados, teniendo en cuenta que la forma funcional y el estado del punto de inflexión es diferente para cada índice. Al aplicar su modelo teórico a las bases de datos empíricas, los autores rechazan la hipótesis de la U invertida. Del mismo modo, el trabajo de Ahluwalia, Carter y Chen (1989) analizaba el modelo usando estimaciones econométricas alternativas para explicarlo. También evalúan las deficiencias de los datos de Ahluwalia, Carter y Chen (1979), observando, como hizo Saith (1983), poca consistencia. Finalmente, Anand y Kanbur indican su preferencia por una relación en forma de U entre renta y desigualdad, confiando en la curva de Kuznets tradicional.

Posteriormente, Bourguignon y Morrison (1998) también realizan un estudio empírico con referencia a 38 países en desarrollo. Estos autores amplían el marco de estudio con respecto a investigadores precedentes. Distinguen entre la agricultura tradicional y el sector informal, visto en el contexto de economía dual. En primer lugar, analizan los datos disponibles para la década de 1970, tomando la curva de Lorenz como una medida de la desigualdad, el PIB per cápita en paridad de poder adquisitivo, los matriculados en la enseñanza secundaria en el año 1960, la tierra cultivable per cápita, la exportación de minerales, la distribución de la tierra y la productividad en el trabajo. Los resultados son consistentes con la forma de U invertida. Aplicando el modelo a los años ochenta del pasado siglo, los resultados siguen siendo coherentes con lo que sucedió en la década de 1970.

Una hipótesis diferente es la presentada por List y Gallet (1999), quienes establecen que *“para los países menos adelantados y los países en desarrollo (desde los muy poco desarrollados a los países de desarrollo medio), la curva de Kuznets es consistente con los resultados, pero para los países muy desarrollados (Canadá, Dinamarca, Suecia, Reino Unido...) la relación entre la desigualdad y la renta per cápita es también positiva”*. Galbraith (2004) también confirma esta relación, aunque en este caso se basa en datos sobre salarios en lugar de datos sobre renta.

De los estudios que analizan la influencia de la desigualdad en el crecimiento, Barro (2000) sugiere que el efecto de la desigualdad sobre el crecimiento es negativo para valores bajos del PIB per cápita, para convertirse después en efecto positivo. Las posibles causas del cambio de signo son las restricciones de crédito y la imperfección del mercado, por lo que puede afectar de manera diferente a los países pobres y ricos. La relación directa entre el coeficiente de Gini y el log (PIB) existe, dibujando una curva de Kuznets, pero en esta forma simplificada no llega a ser significativa. Es necesario introducir algunas variables de control y algunas correcciones en la forma de medir la desigualdad para que la regresión sea significativa una vez más. Por lo tanto, según Barro, la curva de Kuznets emerge claramente a nivel empírico.

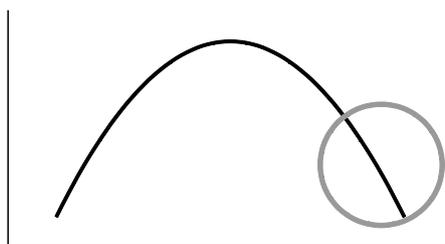
Por su parte, Galor y Moav (2004) sugieren que la sustitución de la acumulación de capital físico por la acumulación de capital humano como principal motor del crecimiento económico cambió el impacto cuantitativo de la desigualdad en el proceso de crecimiento. Consideran que en las primeras etapas de crecimiento la influencia principal se da en el capital físico y no en el capital humano, por lo que esto genera una creciente desigualdad en la medida en que favorece la acumulación de capital físico. Argumentan que los pobres no tienen incentivos o capacidad de ahorro para transferencias intergeneracionales, manteniéndose en un estado estacionario de equilibrio en el que no invierten en capital físico ni en capital humano. En contraste, los ricos pueden invertir en capital físico y en transferencias intergeneracionales, por lo que la tasa de rendimiento de capital humano se incrementa. En las últimas etapas de la

industrialización el capital humano es cada vez más importante y, debido a las imperfecciones del mercado de capitales, se necesita una mayor equidad para producir una mayor inversión en capital humano, lo que contribuye al crecimiento.

En los últimos años, una nueva generación de preguntas de investigación da lugar al planteamiento de nuevas especificaciones para los modelos paramétricos comúnmente utilizados ( $Gini_i = \beta_0 + \beta_1 \text{renta}_i + \beta_2 \text{renta}_i^2 + \varepsilon_i$ ). Algunos estudios utilizan modelos de estimación de análisis no paramétrico. Mushinski (2001) muestra que la relación entre la desigualdad y el desarrollo económico estaría representada por un polinomio de cuarto grado. Por su parte, Huang (2004) amplía este modelo utilizando una inferencia flexible y no lineal para una muestra de 75 países, confirmando la relación en forma de U invertida entre desigualdad y nivel de ingreso per cápita. Por último, Lin, Huang y Weng (2006) utilizan un análisis semiparamétrico cuyos resultados sugieren la consistencia de la U invertida entre el ingreso y la desigualdad cuando se utiliza el índice de Gini como medida de desigualdad.

Como podemos ver, el debate sobre la curva de Kuznets está lejos de ser completo. Esto ha llevado a algunos autores a explorar otras vías de análisis empíricos de la realidad. Algunos autores consideran que el análisis de la relación entre la desigualdad y el crecimiento solo pueden ser clarificadores para las economías desarrolladas (Saith, 1983). Se centraría, así, la atención en lo que sucede en el último tramo de la curva de Kuznets, como se puede observar en la figura 1, y en analizar si se produce algún cambio de tendencia en esa relación cuando nos referimos a países desarrollados. Esto debiera permitir cualificar si el crecimiento seguido en un determinado período está asentado en un patrón más o menos igualitario por lo que respecta a la distribución de la renta.

Figura 1



FUENTE: Elaboración propia.

Una estrategia alternativa es tomar como base empírica las regiones en lugar de los países, lo que permite un análisis más detallado que reduce en cierta forma la influencia de los factores institucionales y estructurales (suponiendo una cierta homogeneidad dentro de los estados).

## 2.2. LA LITERATURA DE ÁMBITO REGIONAL: IMPLICACIONES

Una de las razones para el uso de datos regionales es la que presentó Partridge (1997), argumentando que la suma de los gastos de protección social en EE.UU. puede distorsionar los resultados, ya que a nivel regional (Estados) existen diferencias significativas en las subvenciones, en la fiscalidad progresiva, etc. Por otro lado, se podría obviar la influencia de las diferencias institucionales y culturales entre países. Los resultados del trabajo de Partridge (1997) muestran una relación positiva entre la desigualdad y el crecimiento, al contrario de lo que obtienen Alesina y Rodrik (1994) con la adopción de una base de datos de países.

A nivel europeo, muchos de los problemas mostrados por Partridge (1997) no se producen de la misma manera. Como las políticas fiscales y de redistribución se llevan a cabo generalmente en el ámbito estatal, las diferencias interregionales siguen siendo relativamente modestas. Sin embargo, hay que reconocer la existencia de diferencias regionales como resultado de diferentes estructuras sociales y económicas y de políticas de bienestar a nivel regional y local.

Además, el uso de datos homogeneizados para las regiones desarrolladas permite superar ciertos problemas de comparabilidad de datos de desigualdad, que es una de las posibles causas de los resultados contradictorios a nivel de país, sobre todo cuando se incorporan a la muestra datos de países con una información estadística de baja calidad.

En el contexto de la investigación empírica, Panizza (2002) sugiere una relación negativa entre el crecimiento y la desigualdad, que se explica por una mejora de los datos y estimaciones. Sin embargo, el autor introduce la idea de que los resultados son muy sensibles a la especificación econométrica paramétrica.

Un análisis más extenso y profundo es el realizado por Partridge (2005), en el que introduce una mayor variedad de métodos de estimación estadística (efectos fijos y variables), así como la diferencia entre corto plazo y largo plazo, que podría influir sustancialmente en los resultados. Este autor incorpora un aspecto importante estimando al mismo tiempo la desigualdad medida por el índice de Gini y el porcentaje del quintil mediano Q3, con lo que se controlarían tanto la distribución general como la distribución de los polos. Las estimaciones a corto y a largo plazo dan lugar a resultados ambiguos dependiendo del modelo que se emplee, aunque tienden a estimar una relación positiva entre el crecimiento y la desigualdad.

A nivel europeo existen pocos estudios sobre la relación entre desigualdad y crecimiento –o nivel de renta– que utilicen datos regionales (Mercader Prats y Levy, 2004; Vence, 2005; Troitiño, 2006). Rodríguez y Vence (2007) analizaron esa relación para los años 1997 y 2001, y sus resultados sugieren una relación en forma de U.

También a nivel europeo, ciertos estudios (Perugini y Martín, 2008; Ezcurra, 2007) presentan aspectos metodológicos interesantes como el uso de técnicas de análisis espacial, gracias a las cuales se tiende a corregir la posible existencia de autocorrelación espacial, que puede conducir a resultados no ajustados. Además, Perugini y Martino (2008) encuentran evidencia de patrones espaciales de de-

sigualdad entre regiones no explicados dentro de los bordes nacionales y, por lo tanto, justificados por la diversidad estructural y institucional que existe a nivel regional. Por otra parte, estos autores señalan una relación positiva entre crecimiento y desigualdad a corto y medio plazo. Esta relación contrasta con la encontrada por Ezcurra (2007), cuyos resultados son inversos a los de Perugini y Martino (2008).

Otro enfoque interesante sobre la relación entre desigualdad y crecimiento a nivel regional en Europa es el realizado a través de la educación (Rodríguez-Pose y Tselios, 2009a, 2009b). Estos autores no encuentran una relación fuerte entre crecimiento y desigualdad de renta cuando se introduce la desigualdad educativa; sin embargo, sus resultados sugieren una relación positiva entre ambas variables mostrando además una fuerte relación entre desigualdad educativa, por un lado, y desigualdad de renta y crecimiento, por otro, al estimar el modelo con diferentes métodos (MCO agrupados, efectos fijos, efectos variables), y al introducir un gran número de variables de control como, entre otras, el desempleo o la urbanización.

En general, como hemos visto, a nivel regional no existe una clara relación entre desigualdad y renta o crecimiento. Una posible causa, como también hemos visto en el ámbito estatal, es la especificación lineal que se da en los modelos regionales, lo que puede provocar errores en los resultados.

En este trabajo pretendemos revisar varios modelos, contrastando los diferentes resultados. Para ello, utilizaremos el análisis espacial y especificaciones semi-paramétricas que nos permitirán modelar la relación sin restringir el tipo de función o la forma de la curva *a priori*.

### **3. DATOS: PANEL DE HOGARES DE LA UNIÓN EUROPEA (PHOGUE)**

El *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE) es una encuesta estandarizada, polivalente y longitudinal, que se lleva a cabo en la Unión Europea y que contiene información anual sobre los hogares y las personas para el período 1994-2001.

El PHOGUE tiene una estructura de panel puro, es decir, los hogares elegidos en la primera oleada se mantienen en el tiempo, mientras que permite la entrada de nuevos miembros por alguna razón específica. Este panel contiene información sobre 75.000 hogares en el nivel NUTS I –a veces NUTS II–. El PHOGUE está diseñado para proporcionar datos, entre otros, sobre ingresos, pobreza, trabajo, salud, educación, inmigración o demografía.

Sin embargo, tenemos que hacer frente a varios problemas: 1) al comenzar con la primera oleada –realizada en el año 1994– se incluye a todos los miembros actuales de la UE, a excepción de Austria, Finlandia y Suecia, ya que Austria se añadió en la segunda oleada, Finlandia en la tercera y Suecia en la cuarta; y 2) otro de los problemas es la falta de respuesta –total, parcial, desgaste y nuevas entradas–, aunque el propio panel dispone de métodos de imputación para corregir estos problemas que han sido cuestionados por diferentes autores (Peracchi, 2002).

También es digno de mención que el PHOGUE proporciona datos a nivel individual y a nivel de hogares. En otros trabajos que ya hemos comentado anteriormente (Rodríguez-Pose, 2009a, 2009b; Ezcurra, 2007; Perugini y Martino, 2008), hacen uso de datos a nivel individual; en nuestro caso, la unidad de estudio serán los hogares, en un intento de minimizar los efectos de escala y que explicaremos más adelante cuando se analicen las variables.

Para la desagregación geográfica usaremos las regiones definidas a nivel NUTS I (grandes regiones y länder), excepto para Portugal, Suecia y Finlandia, donde el nivel NUTS II demuestra ser más exacto, y para Países Bajos, en el que utilizaremos el nivel nacional, ya que el PHOGUE no ofrece la desagregación por regiones. No obstante, mantenemos este país debido a que Holanda es un caso significativo y porque su dimensión es comparable a otras regiones NUTS I y a algunos länder alemanes. Como podemos observar en la tabla 1, el tamaño de la muestra de las regiones es mucho más homogéneo que si consideramos los países.

**Tabla 1.-** Estadística del tamaño de la muestra a nivel regional y nacional

	Países 1997	Países 2001	Regiones 1997	Regiones 2001
<i>N</i>	15	15	85	85
Significado	4.514,67	3.918,87	792,33	686,58
Desviación estándar	1.353,250	1.360,286	694,418	614,687
Variación	1.831.284,238	1.850.377,124	482.216,843	377.840,628

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE.

## 4. VARIABLES Y METODOLOGÍA

### 4.1. VARIABLES

#### 4.1.1. Renta disponible equivalente

En este trabajo nos centramos principalmente en la relación entre dos variables: la renta media y los niveles de desigualdad. Para medir el nivel de renta se calcula la renta disponible equivalente, utilizándose también esta misma variable para calcular los índices de desigualdad. La renta disponible se obtiene a partir del *Panel de Hogares* de EUROSTAT. La renta disponible equivalente es el resultado de aplicar la escala de equivalencia de la OCDE a la renta disponible: 1 para el primer adulto, 0,5 para los restantes adultos y 0,3 para los niños menores de 14 años. Esta variable se expresa en paridad de poder adquisitivo (PPP).

Este trabajo estudia la hipótesis de Kuznets por medio de la relación entre la desigualdad y la renta disponible equivalente media a nivel regional. Aunque la forma de U invertida de Kuznets se refiere a la desigualdad de renta y del PIB per cápita, la utilización de la renta disponible equivalente se justifica porque esta variable y el PIB per cápita tienen una alta correlación ( $R^2$  es aproximadamente igual a 0,9, siendo el resultado estadísticamente significativo al 1%). Preferimos el uso de la renta disponible, ya que representa mejor la capacidad del hogar y también incorpora las economías de escala de las familias (tabla 2).

**Tabla 2.-** Estadística descriptiva de la renta disponible equivalente por regiones

	N	Mínimo	Máximo	Significación	Desviación estándar	Variación
REQU94	68	5.301	17.666	10.615,08	2.810,620	7.899.586,546
REQU95	72	5.520	21.524	11.332,94	3.034,072	9.205.594,361
REQU96	77	5.623	21.798	11.486,84	2.952,459	8.717.013,202
REQU97	85	5.882	23.008	12.049,60	3.011,131	9.066.908,449
REQU98	85	6.011	23.223	12.542,05	3.054,933	9.332.616,840
REQU99	85	6.609	23.924	12.899,78	3.134,169	9.823.016,215
REQU00	85	6.789	25.976	13.587,52	3.237,076	10.478.660,475
REQU01	85	7.393	27.336	14.463,52	3.476,324	12.084.825,399

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE.

#### 4.1.2. Estimación de la desigualdad

Para estimar la desigualdad, emplearemos una serie de índices conocidos: Gini, Theil y Atkinson. Se introduce así una de las ventajas de trabajar no únicamente con el índice de Gini sino de poder introducir las funciones de bienestar social y la aversión a la desigualdad mediante el índice de Atkinson. La relevancia de la observación del índice de Theil reside en la diferenciación en cuanto a las propiedades de los índices. Mientras Gini y Atkinson mantienen solo el principio de transferencias débil, el índice de Theil cumple además el principio de transferencias fuerte (Cowell, 2000).

En el gráfico 1 presentamos los histogramas, la aproximación a la normal y la densidad de Kernel para los diversos índices empleados. Como se puede ver, para los tres primeros años (se introducen progresivamente las regiones austriacas, finlandesas y suecas) las distribuciones tienden a ser unimodales aproximándose a la normal, mientras que en el resto de los años se produce una bimodalidad ya recogida en otros trabajos (Perugini y Martino, 2008). El índice de Atkinson muestra el efecto del parámetro de aversión, sobre todo en el caso en el que toma el valor 1,5, presentando una mayor sensibilidad a los tramos más bajos de la distribución en contraste con el nivel de aversión 0,5, que refleja la sensibilidad relativa a los tramos más elevados de la distribución.

Al analizar la desigualdad a nivel regional, cabe señalar que existe la posibilidad de que se produzcan problemas de autocorrelación espacial, es decir, que el nivel de desigualdad de una región pueda afectar a sus vecinas. De esta forma, la autocorrelación espacial positiva “señalaría la existencia de un clúster de valores similares de la variable analizada alrededor de la región *i*” (Molero y Vayá, 2000). Para contrastarlo emplearemos el índice de Moran’s I (tabla 3), definido como un test unidireccional contra un patrón de dependencia espacial aditivo lineal entre los residuos del MCO estimado (Anselin, Florax y Rey [ed.], 2004).

Para estimar el índice de Moran’s I, al igual que en los análisis espaciales, emplearemos la matriz de pesos espacial según el criterio de “Queen”, que considera vecinos a todas las regiones que lo rodean. No obstante, para que la matriz no ocasiona problemas, al igual que hicieron Perugini y Martino (2008), eliminaremos

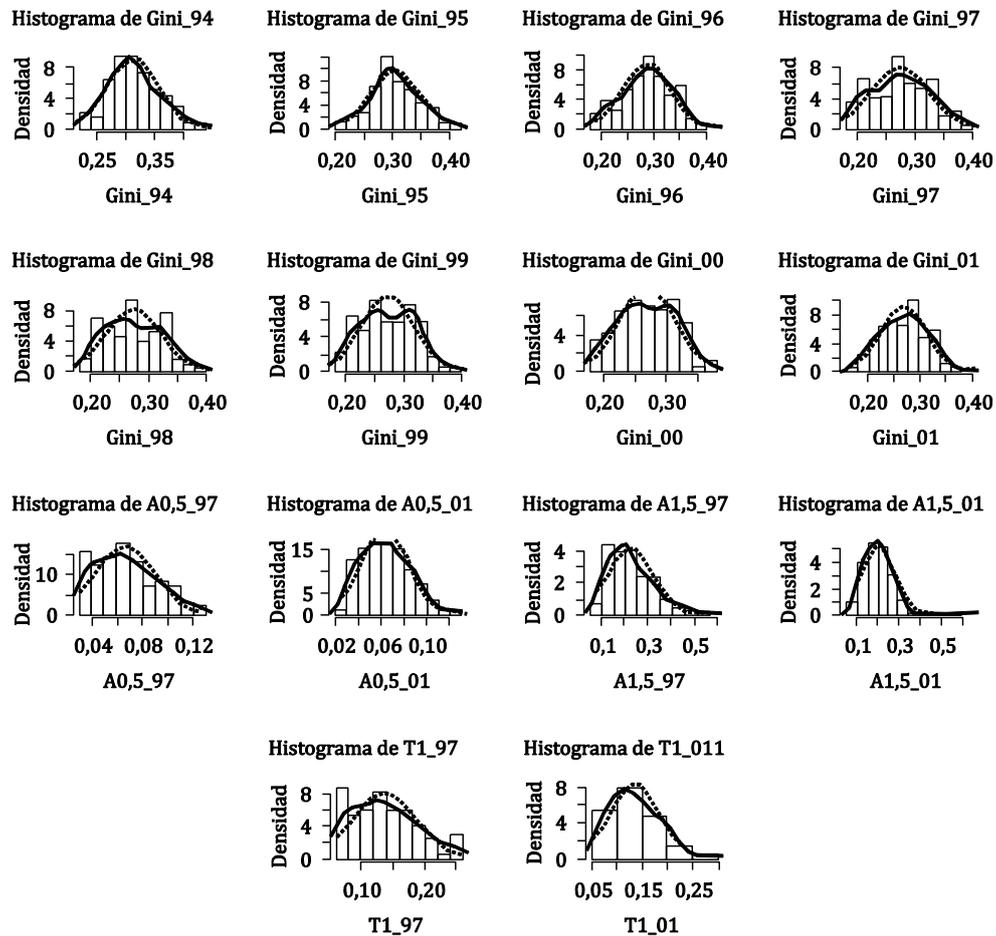
para este estudio aquellas regiones que son islas, pues no estarían rodeadas por ninguna otra región, produciéndose columnas y filas de ceros. Cabe señalar también que solo serán tomadas en consideración las regiones tipo NUTS I, ya que la introducción del resto de las regiones (regiones portuguesas, finlandesas, suecas, y Holanda), como ya hemos señalado con anterioridad, pueden producir distorsiones en los resultados.

**Tabla 3.- Índices Moran's I**

	Gini97	Gini01	Atkinson (0,5) 1997	Atkinson (0,5) 2001	Atkinson (1,5) 1997	Atkinson (1,5) 2001
Moran's I	0,6408	0,5250	0,6332	0,3988	0,6574	0,4070

FORNTE: Elaboracion propia.

**Gráfico 1.- Densidad Kernel para varios índices de desigualdad**



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos do PHOGUE.

Además de los índices de desigualdad, para algunas estimaciones en las que empleemos el índice de Gini introduciremos también la desigualdad inicial, definida como el nivel de desigualdad existente cuando es calculada usando la renta equivalente antes de transferencias.

#### 4.1.3. Otras variables utilizadas

Existen diversos factores que influyen en la relación entre desigualdad y crecimiento económico, que se destacan desde diferentes perspectivas: los estudios basados en el mercado de capitales (Galor, 2000; Ray, 2002), en la economía política (Alesina y Rodrik, 1994), en la inestabilidad sociopolítica (Alesina y Rodrik, 1994; Barro, 2000) o los basados en la demanda (Ray, 2003; Zweimüller, 2000).

Para controlar el efecto de otras variables, incluimos en los modelos las transferencias sociales totales recibidas (*Transfer*) extraídas del PHOGUE, que engloba los beneficios relacionados con el desempleo, las pensiones, la incapacidad y la enfermedad, la educación o la asistencia social, entre otras. En el análisis espacial y en el semiparamétrico introducimos las siguientes variables: la densidad de población (*Pobden*), los recursos humanos en ciencia y tecnología (*HRST*), el empleo en la agricultura (*EM\_AGR*), el empleo en la industria (*EM\_IND*), el empleo en los servicios de mercado (*EM\_MARK\_SERV*), el empleo en los servicios no de mercado (*EM\_NO\_MARK\_SERV*) y el desempleo (*UNEMPL*), todas ellas extraídas de Eurostat's Regio Data Set.

## 4.2. METODOLOGÍA

### 4.2.1. Análisis MCO

En primer lugar, para estimar la relación entre la desigualdad y la renta emplearemos el modelo más simple, que es la regresión MCO considerando efectos fijos, debido a que, como afirman Rodríguez-Pose y Tselios (2009): "*en el PHOGUE los términos de error de los regresores de la desigualdad es esperado que estén correlacionados con efectos específicamente regionales. Esto debería ser tratado con modelos de efectos fijos en los cuales los términos de error deberían ser correlacionados con efectos regionales específicos*".

Para una mejor modelización introducimos el vector tiempo mediante el uso de datos de panel para el período 1997-2001. Prescindimos de los años anteriores ya que no había sido incorporada todavía una parte de las regiones.

Definimos un modelo general explicativo de la desigualdad, según el cual el índice de Gini depende de la desigualdad inicial (*GINIST*), de la renta disponible equivalente (*REQU*) y de las transferencias (*TRANSFER*):

$$GINI_{it} = a_{it} GINIST + b_{it} TRANSFER + c_{it} REQU + \varepsilon_{it}$$

donde  $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + u_{it}$ .

Estimamos esta relación por mínimos cuadrados, introduciendo un proceso autorregresivo de orden uno, AR (1) para corregir los problemas de autocorrelación.

#### 4.2.2. Análisis espacial

Esta técnica econométrica es relativamente reciente, aunque ha ido ganando peso en los últimos años gracias al esfuerzo de algunos autores como, por ejemplo, Anselin o Warn<sup>3</sup>.

Los modelos MCO ignoran los efectos de la autocorrelación espacial que, como hemos visto, calculando el Moran's I presentan la variable desigualdad al emplear datos regionales.

Existen varios modelos de regresión que introducen la autocorrelación espacial, destacando los modelos de regresión espacial lineal estándar, tanto del retraso (*lag*) como de la perturbación. En el primer caso, el modelo se especificaría de la forma

$$y = \xi Wy + X\beta + \varepsilon$$

donde  $y$  sería una variable estocástica de  $n \times 1$ ;  $X$  sería una matriz no estocástica de variables exógenas de  $n \times k$ ;  $\xi$  sería el parámetro de retraso espacial; y  $W$  sería la matriz de pesos espacial.

Los criterios para la elección de la matriz espacial más habituales son el criterio lineal, el criterio *rook*, el criterio *bishop* o el criterio *queen* (Molero y Vayá, 2000). Como ya hemos definido al analizar la autocorrelación espacial en la desigualdad, emplearemos el criterio *queen*.

Si la autocorrelación espacial está únicamente presente en el término de la perturbación, el modelo sería:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \mu \\ \mu &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

Ambos modelos se estiman siguiendo una estimación máximo-verosímil.

#### 4.2.3. Análisis semiparamétrico

El análisis semiparamétrico permite a los investigadores tener lo mejor de ambos mundos: del paramétrico y del no paramétrico (Ruppert, Wand y Carroll, 2009). La ventaja de los modelos semiparamétricos, al igual que de los no paramétricos, es la posibilidad de hacer una aproximación más flexible a la relación obje-

<sup>3</sup> Una breve revisión de los autores se puede encontrar en Anselin, Florax y Rey (2004).

to de estudio. De esta forma, nosotros no acotamos la relación entre la desigualdad y la renta disponible equivalente a un modelo lineal o cuadrático, sino que estaría abierto a otras funciones. Además, los modelos semiparamétricos permiten la introducción de algunas variables donde el efecto estaría definido. Siguiendo, entre otros, a Lin, Huang y Weng (2006), nosotros utilizaremos una regresión semiparamétrica para analizar la hipótesis de Kuznets.

El modelo sigue la siguiente especificación:

$$\text{Desigualdad} = f(\text{renta}) + w'\gamma + \varepsilon$$

donde solo un componente –la renta equivalente disponible– se estima no paramétricamente, mientras que el resto de las variables (transferencias, desigualdad inicial...) son especificadas paramétricamente.

Para esta estimación usaremos el *SemiPar 1.0. R Package*, por lo que  $f$  es estimada usando “*penalised spline smoothing*” (Wand *et al.*, 2005).

## 5. RESULTADOS EMPÍRICOS

El primer análisis que realizamos es la aproximación mediante la aplicación de un modelo MCO de efectos fijos a datos de panel. No obstante, para corregir los problemas de autocorrelación existentes introducimos un proceso autorregresivo de orden 1, AR (1), cuyos resultados detallados se presentan en la tabla 4.

El ajuste de esta estimación es aproximadamente 0,95, siendo las tres variables estadísticamente significativas, lo que implica que es explicado el 95% de la variación de la desigualdad de la renta en la muestra. Además, se observa que la desigualdad depende positivamente de la desigualdad inicial, siendo esta la variable fundamental en el modelo, es decir, una variación de 0,1 en el nivel inicial implicaría una variación de 0,05825 en la desigualdad.

Los resultados muestran que la desigualdad de renta y el nivel de renta disponible equivalente presentan una relación positiva. Este resultado sería consistente con los resultados de Partridge (1997) o Rodríguez-Pose y Tselios (2009a, 2009b). No obstante, esa relación es de una intensidad relativamente pequeña, puesto que sería necesaria una muy fuerte variación en la renta disponible equivalente para que tuviera algún efecto en la desigualdad. Por otra parte, se introdujo un efecto cuadrático de la renta disponible equivalente sobre la desigualdad, pero no se obtuvieron resultados significativos para la renta al cuadrado.

El nivel de transferencias muestra un impacto reductor de la desigualdad, de manera que cuanto mayor sean las transferencias sociales menor será la desigualdad. Se evidencia, por lo tanto, que las políticas activas de redistribución pueden contrarrestar los efectos negativos del crecimiento económico actual sobre la desigualdad, pero de hecho no parece que hayan sido suficientes para compensarlos.

**Tabla 4.-** Modelo general explicativo de la desigualdad

Dependent Variable: <i>GINI</i>				
Method: Panel Least Squares				
Date: 09/15/08 Time: 19:00				
Sample (adjusted): 1998-2001				
Cross-sections included: 72				
Total panel (balanced) observations: 288				
Convergence achieved after 9 iterations				
Variable	Coefficient	Std. error	<i>t</i> -Statistic	Prob.
<i>GINIST</i>	0,582527	0,029763	19,57213	0,0000
<i>REQU</i>	7,36E-06	7,48E-07	9,835548	0,0000
<i>TRANSFER</i>	-2,62E-05	2,82E-06	-9,281520	0,0000
<i>AR(1)</i>	0,912773	0,019633	46,49158	0,0000
R-squared	0,950062	Mean dependent var		0,275799
Adjusted R-squared	0,949534	S.D. dependent var		0,047437
S.E. of regression	0,010656	Akaike info criterion		-6,231519
Sum squared resid	0,032251	Schwarz criterion		-6,180644
Log likelihood	901,3387	Durbin-Watson stat		2,553632
Inverted AR Roots	,91			

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE.

Como ya se ha comentado en la metodología, uno de los problemas que puede tener la anterior estimación por regresiones MCO es la inconsistencia de resultados debido a la existencia de autocorrelación espacial en las variables. También se ha indicado que la desigualdad –el índice de Gini o el de Atkinson– muestra mediante el índice de Moran's I que existe autocorrelación espacial.

En primer lugar, los modelos usando MCO clásicos muestran que para el año 1997 el *Robust Lagrange multiplier (lag) test* y el *Robust Lagrange multiplier (error) test* tienen valores de 3,06 y 3,07, respectivamente, y son significativos al 10%. Para el año 2001 solo es significativo el *Robust Lagrange multiplier (error)* al 10%. Por lo tanto, existe una cierta evidencia, aunque no elevada, de que se rechace la hipótesis nula de que  $\lambda$  sea igual a cero. Esto muestra que sería necesario introducir el espacio en el modelo, especialmente en los errores.

Las tablas 5 y 6 muestran los resultados de aplicar el *spacial lag model* y el modelo con autocorrelación en los errores, tomando como variables dependientes el índice de Gini y el de Atkinson con parámetros de aversión 0,5 y 1,5, observándose de esta manera la sensibilidad de los resultados a los diferentes índices empleados para medir la desigualdad dentro de la muestra de regiones. Se debe indicar también que solo mostramos el resultado para aquellas variables que son significativas para algún análisis, aunque el resto de las variables fueron testadas. Por lo tanto, el desempleo, el empleo agrícola, el empleo industrial, el empleo en servicios no de mercado y los HRST no muestran que tengan un impacto significativo en la desigualdad.

Los resultados no son del todo concluyentes, puesto que para el año 2001 los modelos empleando los índices de Atkinson no muestran relación entre la desigualdad de renta y la renta disponible equivalente. Lo mismo ocurre para el At-

kinson con aversión 1,5, con autocorrelación en los errores, para el año 1997. Además, en el año 1997 el modelo *lag* espacial y el modelo de autocorrelación en los errores incluyendo la variable de desigualdad inicial no son significativos, coincidiendo estos resultados con los de Perugini y Martino (2008).

**Tabla 5.-** Análisis espacial para el año 1997

	Gini97 ( <i>lag</i> )	Gini97 ( <i>error</i> )	Gini97 ( <i>error</i> )	
<i>Constant</i>	0,1510913***	0,1634***	0,2551***	
<i>W inequal. index</i>	0,07140206			
<i>Income</i>	7,5723e-06***	8,29e-06***	4,736e-06**	
<i>Initial Gini</i>	0,391889***	0,4168***		
<i>Transfer</i>	-4,9083e-05***	-5,3e-05***	-6,22e-007	
<i>Lambda</i>		-0,19977	0,8973***	
<i>Likelihood Ratio Test</i>	1,447746	1,44285	23,25308***	
	Atkinson (0,5) ( <i>lag</i> )	Atkinson (0,5) ( <i>error</i> )	Atkinson (1,5) ( <i>lag</i> )	Atkinson (1,5) ( <i>error</i> )
<i>Constant</i>	0,0723582***	0,05783439***	0,2415217***	0,2311859***
<i>W inequality index</i>	0,4169537***		0,4766848***	
<i>Income</i>	-2,007464e-06***	1,63718e-06*	-6,829375e-06*	1,351112e-06
<i>Initial Gini</i>				
<i>Transfer</i>	-2,486584e-06***	-1,608729e-07	-1,111845e-05*	-5,605024e-06
<i>Lambda</i>		0,8650127***		0,71032***
<i>Likelihood Ratio Test</i>	13,02074***	18,20251***	15,69431***	15,89533***

FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 6.-** Análisis espacial para el año 2001

	Gini01 ( <i>lag</i> )		Gini01 ( <i>error</i> )	
<i>Constant</i>	0,1408924***		0,1515562***	
<i>W inequality index</i>	0,03782431			
<i>Income</i>	6,458955e-06***		8,070229e-06***	
<i>Initial Gini</i>	0,4129694***		0,4554778***	
<i>Transfer</i>	-4,138173e-05***		-4,587772e-05***	
<i>Pobden</i>	5,940807e-06**		6,473318e-06***	
<i>EM_MARK_SERV (01)</i>			-0,0007185159**	
<i>Lambda</i>			-0,4577732***	
<i>Likelihood Ratio Test</i>			4,538724**	
	Atkinson (0,5) ( <i>lag</i> )	Atkinson (0,5) ( <i>error</i> )	Atkinson (1,5) ( <i>lag</i> )	Atkinson (1,5) ( <i>error</i> )
<i>Constant</i>	0,05609643***	0,05413398***	0,2217839***	0,2507119***
<i>W inequality index</i>	0,346575***		0,3300781***	
<i>Income</i>	-7,841975e-07	5,596245e-07	-3,266523e-06	-7,661049e-07
<i>Initial Gini</i>				
<i>Transfer</i>	-1,469808e-06	-6,220697e-07	-1,091067e-05*	-1,124867e-05
<i>Pobden</i>	6,243523e-06***	5,10031e-06***	1,0832e-05	9,570512e-06
<i>EM_MARK_SERV (01)</i>				
<i>Lambda</i>		0,5377016***		0,3837355***
<i>Likelihood Ratio Test</i>	8,001684***	9,660538***	6,133547**	4,634149**

FUENTE: Elaboración propia.

No obstante, en el resto de los resultados se observa la posible existencia de autocorrelación espacial tanto en los errores como en la desigualdad. De esta forma, la corrección de los problemas de dependencia espacial no varía el efecto de las distintas variables en la desigualdad que se obtuvieron con la regresión MCO anteriormente comentada. La relación entre la desigualdad y la renta disponible equivalente es positiva, es decir, aquellas regiones con mayor renta presentan niveles superiores de desigualdad. Este incremento de la desigualdad se vería corregido por el efecto negativo de las transferencias sobre las desigualdades. Por otra parte, una de las variables más relevantes es la desigualdad inicial. También se observa una relación positiva entre la densidad de población y la desigualdad.

Finalmente, analizamos los resultados del análisis semiparamétrico. En los análisis anteriores hemos tenido que incorporar una serie de supuestos subyacentes sobre la estructura de la relación entre las distintas variables. La violación de alguno de estos supuestos generaría unas estimaciones ineficientes o inconsistentes, que podrían implicar que se sugirieran conclusiones erróneas sobre la desigualdad. Esta es también la conclusión de algunos estudios como, por ejemplo, el de Banerjee y Duflo (2003) o el de Chambers (2007), quienes, empleando métodos semiparamétricos, cuestionan la validez de los resultados obtenidos desde una estructura lineal de la relación entre desigualdad y crecimiento por culpa de esa falta de eficiencia.

Los resultados del análisis de la parte no paramétrica, que expresa la relación entre la desigualdad de renta y la renta disponible equivalente, se presentan en los gráficos 2 a 12, que corresponden a distintos análisis dependiendo del modelo o de la variable dependiente que empleemos, como se puede observar en las tablas 7 y 8. Las áreas grises en torno a la curva muestran las bandas de confianza al 95%.

En los gráficos podemos observar que, excepto para el Theil (1) en el año 2001, las estimaciones no reflejan una relación lineal entre la desigualdad y la renta, por esa razón los modelos paramétricos bajo este supuesto podrían incurrir en pérdida de información. Cabe destacar los modelos con Gini como índice de desigualdad dependiente de la renta disponible equivalente, de la desigualdad inicial y de las transferencias, que vendrían estimados por un polinomio de orden 3. El resto de los modelos vienen representados por una relación cuadrática, que tiende a ser la más probable pues es la resultante cuando introducimos un mayor número de variables control.

**Tabla 7.-** Análisis semiparamétrico para el año 1997

	Gini97	Gini97	Gini97	Atkinson (0,5)	Atkinson (1,5)	Theil (1)
<i>f (income)</i>	Gráfico 2	Gráfico 2	Gráfico 3	Gráfico 4	Gráfico 5	Gráfico 6
<i>Initial Gini</i>	6,926e-01***	6,552e-01***				
<i>Transfer</i>	-5,225e-05***	-4,965e-05***	-4,870e-05***	-2,140e-05***	-6,044e-05***	-4,874e-05***
<i>Pobden</i>		2,950e-07	1,068e-05**	4,475e-06**	2,493e-05***	7,862e-06
<i>HRST</i>		-5,254e-04	-1,416e-03*	-5,109e-04	-1,520e-03	-8,501e-04

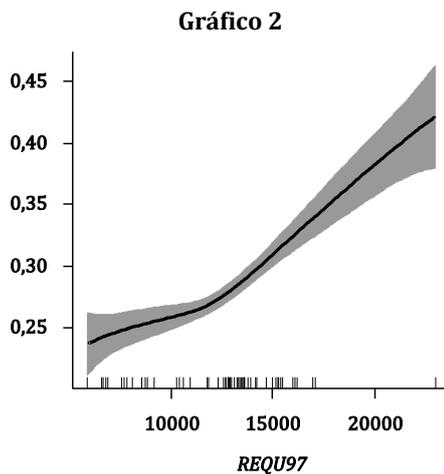
FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 8.-** Análisis semiparamétrico para el año 2011

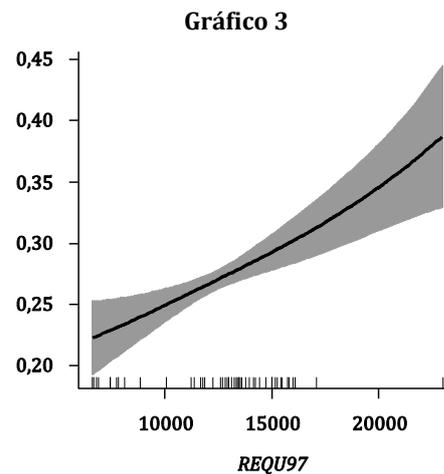
	Gini01	Gini01	Gini01
<i>f</i> (income)	Gráfico 7	Gráfico 8	Gráfico 9
Initial Gini	6,048e-01***	5,689e-01***	
Transfer	-4,478e-05***	-4,632e-05***	-3,501e-05***
Pobden		4,252e-06	1,195e-05**
HRST		-3,856e-04	-1,042e-03
EM_AGR (01)		-1,467e-03	6,097e-05
EM_IND (01)		6,154e-05	1,347e-03
EM_MARK_SERV (01)		-5,507e-04	2,432e-03
EM_NO_MARK_SERV (01)		-1,131e-03	1,338e-03
UNEMPL (01)		8,967e-04	1,113e-03
	Atkinson (0,5)	Atkinson (1,5)	Theil (1)
<i>f</i> (income)	Gráfico 10	Gráfico 11	Gráfico 12
Initial Gini			
Transfer	-1,631e-05***	-4,760e-05***	-3,795e-05***
Pobden	7,524e-06***	1,408e-05**	2,417e-05***
HRST	-4,475e-04	-1,635e-03	-1,298e-03
EM_AGR (01)	4,882e-04	-3,434e-04	4,307e-03
EM_IND (01)	8,803e-04	4,154e-04	3,252e-03
EM_MARK_SERV (01)	1,209e-03	1,628e-03	3,992e-03
EM_NO_MARK_SERV (01)	1,159e-03	1,297e-03	4,906e-03
UNEMPL (01)	4,882e-04	1,804e-03	9,377e-04

FUENTE: Elaboración propia.

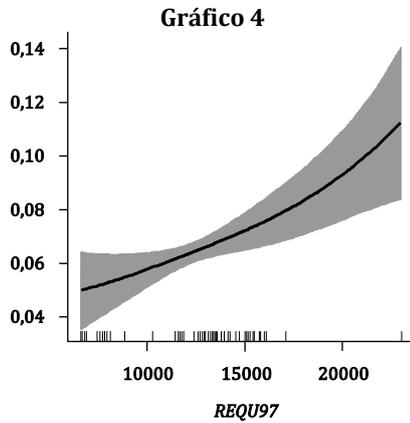
Lo que sí se puede concluir, según los resultados obtenidos, es que la relación entre la renta equivalente y la desigualdad es claramente positiva, no siendo sensible esta conclusión al índice de desigualdad que empleemos.



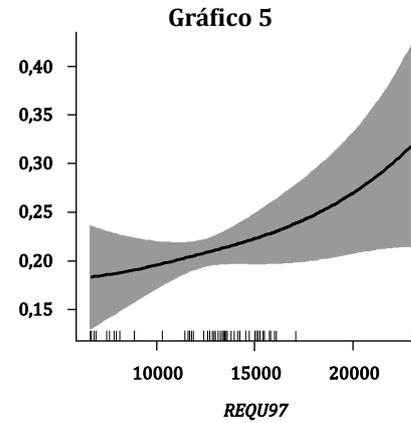
FUENTE: Elaboración propia.



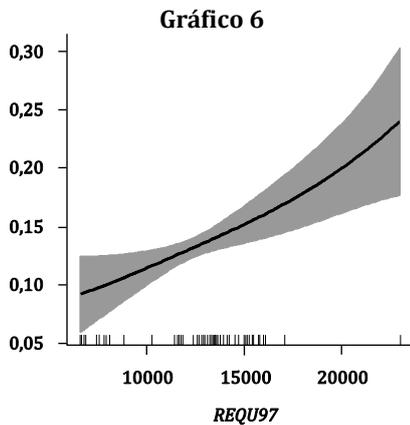
FUENTE: Elaboración propia.



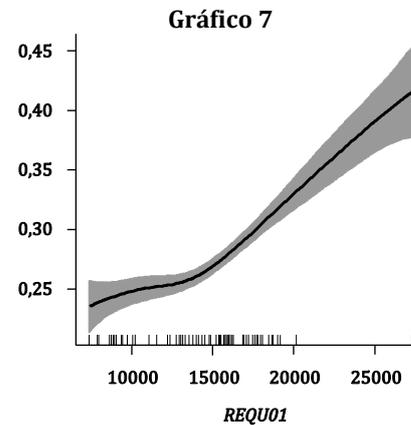
FUENTE: Elaboración propia.



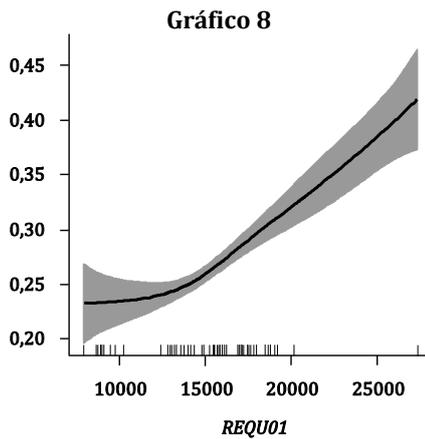
FUENTE: Elaboración propia.



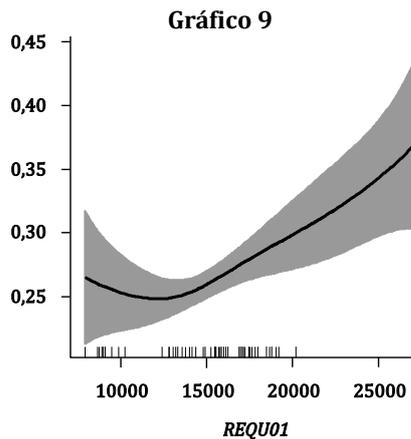
FUENTE: Elaboración propia.



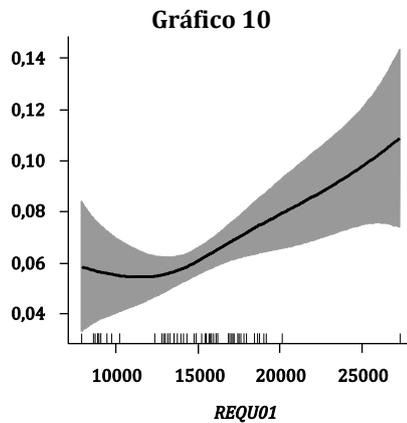
FUENTE: Elaboración propia.



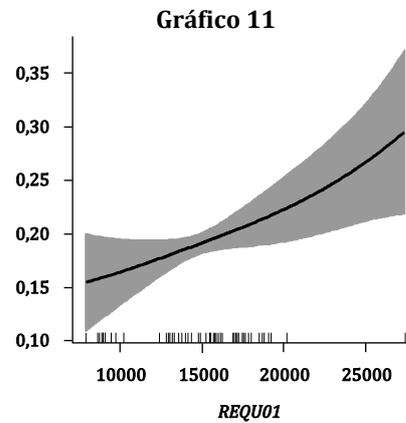
FUENTE: Elaboración propia.



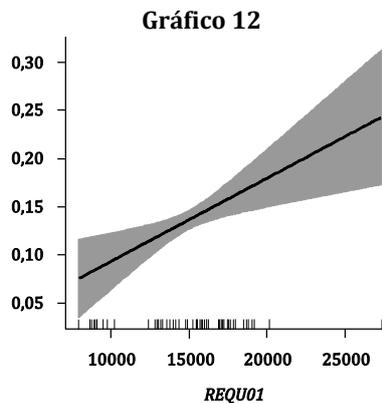
FUENTE: Elaboración propia.



FUENTE: Elaboración propia.



FUENTE: Elaboración propia.



FUENTE: Elaboración propia.

Por lo que respecta al resto de las variables que introducimos, los resultados también son independientes del índice de desigualdad que empleemos. La desigualdad inicial, definida como la desigualdad de la renta antes de transferencias (*Inicial Gini*), muestra un efecto positivo sobre la desigualdad de la renta disponible equivalente, siendo significativo su efecto. Los distintos modelos son consistentes, con una significación estadística del 1%, en cuanto a que la relación entre las transferencias (*Transfer*) y la desigualdad presenta signo negativo. Por lo tanto, al igual que en los modelos anteriores, se observa un importante papel de las políticas redistributivas en la disminución de la desigualdad. Igualmente, la densidad de población (*Pobden*) muestra una relación positiva con la desigualdad.

En relación con la variable de recursos humanos en ciencia y tecnología (*HRST*), vemos que es significativa exclusivamente cuando tomamos como variable dependiente el *Gini97* y no consideramos la desigualdad inicial; en este caso el efecto sería negativo, contrastando con los modelos según los cuales el empleo en I+D provocaría mayores desigualdades.

El desempleo (*UNEMPL*), aunque no es significativo, sugiere un efecto positivo sobre la variable dependiente, consistente con los resultados obtenidos por Rodríguez-Pose y Tselios (2009a). Los resultados de las diferentes variables de empleo en sectores (*EM\_AGR*, *EM\_IND*, *EM\_MARK\_SERV* y *EM\_NO\_MARK\_SERV*) no son significativas, tendiendo a estimar una relación positiva excepto para el *Gini 2001* con desigualdad inicial, en el cual el empleo en el sector agrario y en el sector de servicios no de mercado tiene un efecto negativo sobre la desigualdad.

## 6. CONCLUSIÓN

La hipótesis de Kuznets es un referente clave en la literatura sobre la desigualdad y el crecimiento. La mayor parte de las investigaciones estudiaron la relación entre ambas variables a nivel de países, dando lugar a resultados contradictorios.

En los últimos años, algunos autores sugirieron la posibilidad de que los estudios regionales pudieran aportar luz a la relación entre desigualdad y crecimiento; sin embargo, los resultados obtenidos a nivel regional tampoco son concluyentes, pues mientras que unos autores sugieren una relación positiva, otros señalan que esa relación es negativa.

En este artículo analizamos dos de las posibles causas que implican resultados ambiguos. Por un lado, en línea con algunos trabajos recientes, incorporamos la existencia de autocorrelación espacial. El índice de Moran's I de la desigualdad, que estudia la dependencia espacial, es positivo y significativo, lo que sugiere que la desigualdad de una región afecta a la desigualdad de las regiones vecinas.

Analizamos la relación entre la renta disponible equivalente y la desigualdad estimándola mediante MCO regresiones con efectos fijos para datos de panel del período 1997-2001. Los resultados sugieren una relación positiva entre ambas variables. Al incorporar el espacio a los modelos, aplicando el *spacial lag model* y el modelo de autocorrelación de los errores, los resultados no son concluyentes. Se mostró una gran sensibilidad del resultado al índice de desigualdad empleado (Gini o Atkinson con aversión 0,5 o 1,5). No obstante, en general y para aquellos resultados significativos, la relación entre desigualdad y renta disponible equivalente se mantuvo positiva.

La segunda posible causa de ambigüedad en los resultados puede provenir de una incorrecta modelización de la relación como consecuencia del establecimiento de unos supuestos *a priori* sobre la estructura de la relación, que tradicionalmente fue considerada lineal o cuadrática. Si estos supuestos no se cumplieran, las estimaciones podrían ser ineficientes o inconsistentes. Para intentar resolver este problema es necesaria la implementación de un método semiparamétrico, el cual tiene las ventajas tanto de los métodos no paramétricos como de los paramétricos.

Solo uno de los doce modelos implementados -Theil (1) para el año 2001- muestra una relación lineal, lo que implica que aquellos resultados basados en la suposición de linealidad pueden ser ineficientes. En el resto de las regresiones realizadas, los resultados son más consistentes con una relación cuadrática, aun-

que en los modelos con Gini como en el índice de desigualdad dependiente de la renta disponible equivalente, de desigualdad inicial y de transferencias, vendría estimado por un polinomio de orden 3. No obstante, independientemente del modelo y del índice de desigualdad que tomemos, la relación entre la desigualdad de renta y la renta disponible equivalente se muestra positiva.

La correcta interpretación de este resultado requerirá un trabajo adicional. En principio, esto se puede interpretar en el sentido de que el tipo de crecimiento económico que ha tenido lugar en Europa en ese período fue generador de desigualdades. Este efecto de la renta disponible equivalente sobre la desigualdad puede venir explicado por la evolución de la concentración de la renta en el marco de una economía financiarizada, con una proporción creciente del ingreso de las familias de alta renta derivada de productos financieros.

De hecho, con los datos del PHOGUE, el top 10 de las familias europeas disponía del 24,08% de la renta europea, mientras que en el año 2001 el top 10 concentraba el 24,69%. Este argumento ya fue expuesto por Saith (1983) a nivel de países explicando la evolución de la desigualdad por una reducción producida por la Segunda Guerra Mundial, pero con un aumento en los últimos años producido por la concentración de la renta, siendo también coherente con la explicación sobre la distribución de la renta que proporcionan otros autores como, por ejemplo, Gordon y Dew-Becker (2008) para Estados Unidos o los resultados de Alvaredo y Sáez (2006) para España.

Frank (2009) expone que la relación positiva entre la desigualdad (medida por el top decil de renta) y el crecimiento económico podría ser explicada por la concentración de la renta en la parte superior de la distribución, de forma que el porcentaje de renta en el top 10 ha crecido, pasando del 28% en el año 1953 a más del 43% en el año 2000 en Estados Unidos. De esta forma, los resultados sugerirían que no sería correcto afirmar que la clase media (como afirma la teoría del votante mediano) es la que explica una mayor incidencia en la desigualdad, sino que estaría condicionada por lo que ocurre en los polos de renta. Es decir, por la concentración en el decil o centil superior y por el empeoramiento de las condiciones de los trabajadores en las rentas bajas, producidas por la desindustrialización, la precarización del trabajo, la reducción de los salarios mínimos o el empleo a tiempo parcial, entre otros factores (Vence, 2005).

Se abre así una vía de estudio para futuras investigaciones en las que se pretende analizar el efecto de la concentración de las rentas, provocadas por el modelo económico actual, en la desigualdad.

El efecto del resto de las variables incorporadas a las regresiones (tanto MCO como el análisis espacial o el semiparamétrico) es robusto. La desigualdad inicial (antes de transferencias) es el factor más relevante en la desigualdad final, sugiriéndose una relación positiva. Los resultados también señalan que cuanto mayor es la densidad de población mayor será la desigualdad, lo que parece explicarse porque las áreas metropolitanas tienden a tener un mayor número de ingresos, con una alta concentración de grandes riquezas, y segmentos de muy bajos ingresos, particularmente asociados con la inmigración.

Las transferencias sociales tienen un efecto reductor de la desigualdad. Esta evidencia indica que, aunque el patrón de crecimiento de este período genera una distribución de la renta crecientemente desigual, la política social por la vía de las transferencias sociales se revela como un instrumento poderoso para amortiguar las desigualdades.

## BIBLIOGRAFÍA

- AHLUWALIA, M.S.; CARTER, N.G.; CHEN, H.B. (1979): "Growth and Poverty in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 6, pp. 299-341.
- ALESINA, A.; RODRIK, D. (1994): "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), pp. 465-490.
- ALVARADO, F.; SÁEZ, E. (2006): *Income and Wealth Concentration in Spain in a Historical and Fiscal Perspective*. (CEPR Discussion Paper Series, 5836). London: The Centre for Economic Policy Research. <[www.cepr.org/pubs/dps/DP5836.asp](http://www.cepr.org/pubs/dps/DP5836.asp)>.
- ANAND, S.; KANBUR, S.M.R. (1993a): "The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship", *Journal of Development Economics*, 40, pp. 25-52.
- ANAND, S.; KANBUR, S.M.R. (1993b): "Inequality and Development. A Critique", *Journal of Development Economics*, 41, pp. 19-43.
- ANSELIN, L.; FLORAX, R.J.G.M.; REY, S.J. [ed.] (2004): *Advances in Spatial Econometrics. Methodology, Tools and Applications*. Berlin: Springer.
- BANERJEE, A.V.; DUFLO, E. (2003): "Inequality and Growth: What Can the Data Say?", *Journal of Economic Growth*, 8, pp. 267-299.
- BARRO, R. (2000): "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 5, pp. 5-32.
- BORUGUIGNON, F.; MORRISON, C. (1998): "Inequality and Development: The Role of Dualism", *Journal of Development Economics*, 57, pp. 233-257.
- CHAMBERS, D. (2007): "Trading Places: Does Past Growth Impact Inequality?", *Journal of Development Economics*, 82, pp. 257-266.
- COWELL, F.A. (2000): *Measuring Inequality*. 3ª ed. (London School of Economics Series). London: Oxford University Press.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. (1998): "New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth", *Journal of Development Economics*, 57, pp. 259-287.
- EZCURRA, R. (2007): "Is Income Inequality Harmful for Regional Growth? Evidence from the European Union", *Urban Studies*, 44, pp. 1953-1971.
- FALLAH, B.N.; PARTRIDGE, M. (2007): "The Elusive Inequality-Economic Growth Relationship: Are there Differences between Cities and the Countryside?", *American Regional Science*, 41, pp. 375-400.
- FRANK, M.W. (2009): "Inequality and Growth in the United States: Evidence from a New State-Level Panel of Income Inequality Measures", *Economic Inquiry*, 47 (1), pp. 55-68.
- GALBRAITH, J.K.; BERNER, M. (2004[2001]): *Desigualdad y cambio industrial. Una perspectiva global*. Madrid: Akal.
- GALOR, O. (2000): "Income Distribution and the Process of Development", *European Economic Review*, 44, pp. 706-712.
- GALOR, O.; MOAV, O. (2004): "From Physical to Human Capital Accumulation; Inequality and the Process of Development", *Review of Economics Studies*, 71, pp. 1001-1026.
- GORDON, R.J.; DEW-BECKER, I. (2008): *Controversies about the Rise in American Inequality: A Survey*. (NBER Working Paper Series, 13982). Cambridge, MA: The National Bureau of Economic Research (NBER). <[www.nber.org/papers/w13982](http://www.nber.org/papers/w13982)>.

- HUANG, H.C.R. (2004): "A Flexible Nonlinear Inference to the Kuznets Hypothesis", *Economics Letters*, 84, pp. 289-296.
- KUZNETS, S. (1955): "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45 (1), pp. 1-28.
- LIN, S.C.; HUANG, H.C.R.; WENG, H.W. (2006): "A Semiparametric Partially Linear Investigation of the Kuznets' Hypothesis", *Journal of Comparative Economics*, 34, pp. 634-647.
- LIST, J.A.; GALLET, C.A. (1999): "The Kuznets Curve: What Happens after the U-Inverted?", *Review of Development Economics*, 3 (2), pp. 200-206.
- MERCADER-PRATS, M.; LEVY, H. (2004): *The Role of Tax and Transfers in Reducing Personal Income Inequality in Europe's Regions: Evidence from EUROMOD*. (EUROMOD Working Paper Series EM9/04). Colchester: University of Essex, Institute for Social & Economic Research (ISER).
- MOLERO, R.; VAYÁ, E. (2000): *Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: la econometría espacial*. Barcelona: Universitat de Barcelona.
- MUSHINSKI, D. (2001): "Using Non-Parametrics to Inform Parametric Tests of Kuznets' Hypothesis", *Applied Economics Letters*, 8 (2), pp. 77-79.
- PANIZZA, U. (2002): "Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data", *Journal of Economic Growth*, 7, pp. 25-41.
- PARTRIDGE, M.D. (1997): "Is Inequality Harmful for Growth? Comment", *American Economic Review*, 87, pp. 1019-1032.
- PARTRIDGE, M.D. (2005): "Does Income Distribution Affect U.S. State Economic Growth", *Journal of Regional Science*, 45, pp. 363-394.
- PERACCHI, F. (2002): "The European Community Household Panel: A Review", *Empirical Economics*, 27, pp. 63-90.
- PERSSON, T.; TABELLINI, G. (1994): "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, 84, pp. 600-621.
- PERUGINI, C.; MARTINO, G. (2008): "Income Inequality within European Regions. Determinants and Effects on Growth", *Review of Income and Wealth*, 54 (3), pp. 373-406.
- RAY, D. (2002): *Economía del desarrollo*. Barcelona: Bosch.
- RODRÍGUEZ, D.; VENCE, X. (2007): "Is it the End of the U-Inverted Relationship between Income and Inequality. An Appraisal from European Regions", *ECINEQ 2007*. Berlin: The Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- RODRÍGUEZ-POSE, A.; TSELIOS, V. (2009a): "Education and Income Inequality in the Regions of the European Union", *Journal of Regional Science*, 49 (3), pp. 411-437.
- RODRÍGUEZ-POSE, A.; TSELIOS, V. (2009b): "Inequalities in Income and Education and Regional Economic Growth in Western Europe", *Annals of Regional Science*, 44 (2), pp. 349-375.
- RUPPERT, D.; WAND, M.P.; CARROLL, R.J. (2009): *Semiparametric Regression During 2003-2007*. <<http://cran.r-project.org>>.
- SAITH, A. (1983): "Development and Distribution. A Critique of the Cross-Country U-Hypothesis", *Journal of Development Economics*, 13, pp. 367-382.
- TROTTIÑO, A. (2005): "Inequality of Disposable Income within and between the UE (15) Countries. Levels, Sensitivity and Recent Evolution Using the ECHP (1994-01)", *ECINEQ 2005*. Palma de Mallorca: The Society for the Study of Economic Inequality (ECINEQ).
- VENCE, X. (2005): *O fracaso neoliberal na Galiza*. Vigo: A Nosa Terra.
- WAND, M.P. et al. (2005): *SemiPar 1.0. R package*. <<http://cran.r-project.org>>.
- ZWEIMÜLLER, J. (2000): *Inequality, Redistribution and Economic Growth*. (Working Paper, 31). Zurich: University of Zurich, Institute of Empirical Research in Economics.