

O PATRÓN DESIGUAL DE CRECIMENTO EUROPEO: UNHA ANÁLISE SEMIPARAMÉTRICA A NIVEL REXIONAL¹

DANIEL RODRÍGUEZ GONZÁLEZ / XAVIER VENCE DEZA²
Universidade de Santiago de Compostela

RECIBIDO: 15 de novembro de 2012 / ACEPTADO: 14 de xuño de 2013

Resumo: O obxectivo deste traballo é analizar a relación entre a desigualdade e a renda dispoñible equivalente a nivel rexional e contrastar o tipo de relación existente entre ambas as dúas variables na Unión Europea (UE) no contexto do modelo de crecemento neoliberal. Neste traballo estimamos un modelo con datos de panel mediante o método de mínimos cadrados ordinarios (MCO) de efectos fixos e, ademais, analizamos a posible existencia de autocorrelación espacial no modelo e a necesidade de implementación de modelos espaciais. Unha achega anovadora é a estimación mediante análise semiparamétrica, que permite non condicionar a función relacional. A análise semiparamétrica, a diferenza dunha análise non paramétrica, permitíranos introducir outras variables mediante unha función lineal definida como, por exemplo, a desigualdade inicial, a densidade de poboación, o emprego en distintos sectores (industry mix) ou as transferencias. Esta aplicación da análise semiparamétrica é una contribución relevante deste traballo, xa que aínda é unha técnica nova para o estudo da desigualdade.

Palabras clave: Desigualdade / Renda / Rexións europeas / Curva de Kuznets / Análise semiparamétrica.

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

O obxectivo deste traballo é analizar a relación entre a desigualdade e a renda dispoñible equivalente a nivel rexional e contrastar o tipo de relación existente

¹ Este traballo foi presentado na *XII Reunión de Economía Mundial*, que tivo lugar en Santiago de Compostela entre os días 26 e 28 de maio de 2010.

Para a realización deste estudo contouse co financiamento das axudas para a consolidación e estruturación de unidades de investigación do SUG (ref. 2008/XA133), da Consellería de Educación e Ordenación Universitaria da Xunta de Galicia.

² Os autores agradecen as suxestión realizadas polos dous avaliadores anónimos.

entrambas as dúas variables na UE no contexto do modelo de crecemento neoliberal que vén caracterizando á UE desde os anos noventa do pasado século.

Mentres que a maior parte da literatura sobre este tema baseada na curva de Kuznets inclúe mostras de países con diferentes niveis de desenvolvemento, o noso obxectivo é analizar con máis detalle a relación centrándonos nunha área desenvolvida como é a UE. Ao mesmo tempo, é interesante analizar un período que se caracteriza pola difusión dun determinado modelo tecnolóxico e polo tipo de políticas macroeconómicas e fiscais marcadas polo denominado Consenso de Washington ou Consenso de Bruxelas, que van tomando cada vez máis radicalidade e coherencia a partir da entrada en vigor do Tratado de Maastricht no ano 1993.

Os estudos existentes sobre o impacto da renda na desigualdade tenden a establecer modelos que se basean en suposicións fixas, xa sexa unha relación lineal ou cuadrática, para poñer a proba a hipótese da relación de U invertido de Kuznets. A revisión deste tipo de literatura pon de manifesto que unha mala especificación pode, porén, conducir a resultados inconsistentes.

Neste artigo imos estimar un modelo de datos de panel utilizando o método de mínimos cadrados ordinarios con efectos fixos, así como analizar a posible existencia de autocorrelación espacial no modelo e a necesidade de aplicar modelos espaciais. Realizamos unha contribución anovadora mediante a estimación dunha análise semiparamétrica, que permite non condicionar a función relacional. A análise semiparamétrica, a diferenza da análise non paramétrica, admite a introdución doutras variables dunha función lineal definida como, por exemplo, a desigualdade inicial, a densidade de poboación ou o emprego en diversos sectores. Esta aplicación da análise semiparamétrica é unha contribución relevante para o estudo, xa que aínda é unha técnica innovadora nas análises da desigualdade.

Neste traballo realízase unha análise con datos rexionais para o conxunto europeo. En xeral, a relación entre a desigualdade e o crecemento foi investigada a nivel nacional, dando lugar a resultados ambiguos. Isto levou a varios autores (Partridge, 1997; Panizza, 2002, Rodríguez e Vence, 2007; Ezcurra, 2007; Perugini e Martino, 2008; Rodríguez-Pose e Tselios, 2009a, 2009b) a considerar que un estudo a nivel rexional pode proporcionar resultados máis consistentes. Esta hipótese baséase na idea de que as rexións son unidades máis homoxéneas que os países, no sentido de que os factores culturais, institucionais e económicos serán menos importantes na explicación das diferenzas que cando se comparan países moi diferentes entre si. Neste último caso, as diferenzas cualitativas neste tipo de factores poden causar perturbacións nos resultados da relación principal –renda e desigualdade–.

Este traballo estrutúrase da seguinte maneira. Logo desta introdución, na sección 2 revísase a literatura relevante para esta área de estudo tanto a nivel global como rexional. Nas seccións 3 e 4 preséntanse as principais variables, a base de datos e a metodoloxía. Na sección 5 móstranse os resultados máis relevantes e, finalmente, na sección 6 resúmense as conclusións principais.

2. REVISIÓN DA LITERATURA

Aínda que o problema da relación entre desigualdade e crecemento económico recibiu a atención dos economistas clásicos, o traballo de Kuznets (1955) é o que deu lugar a un renovado interese por esa cuestión no marco da economía do desenvolvemento. Este autor establecía que nas primeiras etapas de desenvolvemento, a medida que o PIB *per capita* empezara a aumentar, tamén aumentaría a desigualdade. Pola contra, nas etapas da industrialización, nas que existe un aumento do PIB *per capita* cada vez maior, a desigualdade tende a diminuír e debuxa desta forma unha relación de U invertido entre as dúas variables, que sería bautizada na literatura como “hipótese de Kuznets”. Esta conclusión optimista conduce a que nos preocupemos principalmente polo crecemento da economía, pois co tempo a desigualdade diminuír máis ou menos automática e inexorablemente, unha vez pasado un certo limiar de desenvolvemento.

A polémica creada a partir da hipótese de Kuznets levou a moitos autores a contrastar este modelo, desenvolvido a través dunha extensa investigación tanto teórica como empírica con resultados mixtos (Ahluwalia, Carter e Chen, 1979; Bourguignon e Morrison, 1998; Anand e Kanbur, 1993; Galbraith, 2001 [2004]; Zweimüller, 2000; Sen, 1997).

Tradicionalmente houbo dous enfoques interrelacionados para analizar a relación entre a renda e a desigualdade, un poñendo o acento na causalidade que vai da primeira á segunda e outro poñendo o acento na causalidade inversa. Un primeiro enfoque céntrase no efecto da desigualdade da renda sobre o crecemento económico, e un segundo enfoque supón a causalidade inversa, é dicir, o efecto do crecemento da renda sobre o nivel de desigualdade.

Os estudos empíricos tamén poden dar lugar a dous enfoques temporais diferentes. Por un lado, están os estudos dinámicos da relación entre o crecemento e a desigualdade. A dificultade deste tipo de estudos é a falta de datos durante longos períodos de tempo para obter resultados sólidos. Precisamente por causa desta dificultade algúns estudos baséanse nunha segunda ruta –a estática– que analiza a relación entre a renda e a desigualdade mediante estudos *cross-section*.

2.1. ANÁLISE DE DATOS POR PAÍS

Unha das obras máis importantes que confirmou a relación en forma de U invertido foi a realizada por Ahluwalia, Carter e Chen (1979). Estes autores analizaron 36 países en desenvolvemento, polo que se corresponde coa estimación da parte crecente da curva, e chegaron á conclusión de que o nivel máximo de desigualdade é de 800 dólares PCI (Programa de Comparación Internacional das Nacións Unidas). Isto parece ser consistente coa hipótese de Kuznets, especialmente no que respecta a Taiwán, Iugoslavia e Sri Lanka, onde se empezaba a ver un cambio de tendencia (de relación positiva a negativa), apoiándose no argumento de que políticas como a de redistribución (en Iugoslavia e Sri Lanka) e os mecanismos de mercado (en Taiwan) poderían ter tanta influencia coma o crecemento. En

contraste, México e Brasil superaban o nivel máximo da desigualdade, o que explican Ahluwalia, Carter e Chen (1979) pola falta de políticas eficaces. Polo tanto, aínda que estes autores confirman a parte crecente da curva de Kuznets, tamén suxiren a necesidade de políticas específicas baseadas nun crecemento acelerado das políticas distributivas (por exemplo, o apoio directo ás actividades produtivas dos sectores máis pobres) e na redución do crecemento da poboación para que a redución da desigualdade se produza máis rapidamente.

Outro traballo que se ocupa deste problema é o de Saith (1983), quen critica os estudos que utilizan análises transversais para os países en desenvolvemento porque non se pode comparar a situación dos países desenvolvidos nos anos 1920 e 1930 coa situación actual de desenvolvemento dos países, debido ao cambio da realidade global (por exemplo, as altas cifras de poboación ou o efecto acumulativo da concentración continua de aforros). Este autor considera a desigualdade de renda e utiliza unha base de datos de 60 países, dos cales 6 son socialistas, 13 son capitalistas avanzados e 41 son países en desenvolvemento. Os resultados son consistentes coa hipótese do U invertido, pero o axuste do modelo aproxímase a cero. Baseándose na imposibilidade de comparar a evolución dos países desenvolvidos e dos países en desenvolvemento, o autor estima o modelo unicamente cos 41 países en desenvolvemento e suxire que o axuste con esta restrición se aproxima máis a unha L invertida (desaparecendo a parte decrecente do U invertido).

Tamén debe sinalarse que os estudos de Anand e Kanbur (1993a, 1993b) establecen unha representación funcional do proceso descrito por Kuznets. Inicialmente, baixo a hipótese de Kuznets atoparon que a desigualdade aumentaba no comezo do proceso de crecemento, pero que o comportamento da desigualdade ao final do proceso era ambiguo. Para eliminaren esta ambigüidade, realizaron un estudo con seis índices de desigualdade e os mesmos datos que Ahluwalia, Carter e Chen (1979). Establecen as condicións para producir un punto de inflexión en cada un dos índices estudados, tendo en conta que a forma funcional e o estado do punto de inflexión é diferente para cada índice. Ao aplicaren o seu modelo teórico ás bases de datos empíricas, os autores rexeitan a hipótese do U invertido. Do mesmo modo, o traballo de Ahluwalia, Carter e Chen (1989) analizaba o modelo usando estimacións econométricas alternativas para explicalo. Tamén avalían as deficiencias dos datos de Ahluwalia, Carter e Chen (1979), observando, como fixo Saith (1983), pouca consistencia. Finalmente, Anand e Kanbur indican a súa preferencia por unha relación en forma de U entre renda e desigualdade, confiando na curva de Kuznets tradicional.

Posteriormente, Bourguignon e Morrison (1998) tamén realizan un estudo empírico con referencia a 38 países en desenvolvemento. Estes autores amplían o marco de estudo con respecto a investigadores precedentes. Distinguen entre a agricultura tradicional e o sector informal, visto no contexto de economía dual. En primeiro lugar, analizan os datos dispoñibles para a década de 1970, tomando a curva de Lorenz como unha medida da desigualdade, o PIB *per capita* en paridade

de poder adquisitivo, os matriculados na ensinanza secundaria no ano 1960, a terra cultivable *per capita*, a exportación de minerais, a distribución da terra e a produtividade no traballo. Os resultados son consistentes coa forma de U invertido. Aplicando o modelo aos anos oitenta do pasado século, os resultados seguen sendo coherentes co que sucedeu na década de 1970.

Unha hipótese diferente é a presentada por List e Gallet (1999), quen establecen que *“para os países menos adiantados e os países en desenvolvemento (desde os moi pouco desenvolvidos aos países de desenvolvemento medio), a curva de Kuznets é consistente cos resultados, pero para os países moi desenvolvidos (Canadá, Dinamarca, Suecia, Reino Unido...) a relación entre a desigualdade e a renda per capita é tamén positiva”*. Galbraith (2004) confirma esta relación, aínda que neste caso se basea en datos sobre salarios en lugar de datos sobre renda.

Dos estudos que analizan a influencia da desigualdade no crecemento, Barro (2000) suxire que o efecto da desigualdade sobre o crecemento é negativo para valores baixos do PIB *per capita*, para converterse despois en efecto positivo. As posibles causas do cambio de signo son as restricións de crédito e a imperfección do mercado, polo que pode afectar de maneira diferente aos países pobres e ricos. A relación directa entre o coeficiente de Gini e o log (PIB) existe, debullando unha curva de Kuznets, pero nesta forma simplificada non chega a ser significativa. É necesario introducir algunhas variables de control e algunhas correccións na forma de medir a desigualdade para que a regresión sexa significativa unha vez máis. Polo tanto, segundo Barro, a curva de Kuznets emerxe claramente a nivel empírico.

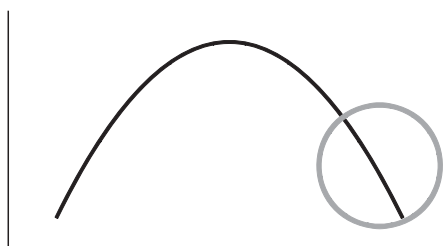
Pola súa parte, Galor e Moav (2004) suxiren que a substitución da acumulación de capital físico pola acumulación de capital humano como principal motor do crecemento económico cambiou o impacto cuantitativo da desigualdade no proceso de crecemento. Consideran que nas primeiras etapas de crecemento a influencia principal se dá no capital físico e non no capital humano, polo que isto xera unha crecente desigualdade na medida en que favorece a acumulación de capital físico. Argumentan que os pobres non teñen incentivos ou capacidade de aforro para transferencias interxeracionais, manténdose nun estado estacionario de equilibrio no que non invisten en capital físico nin en capital humano. En contraste, os ricos poden investir en capital físico e en transferencias interxeracionais, polo que a taxa de rendemento de capital humano se incrementa. Nas últimas etapas da industrialización o capital humano é cada vez máis importante e, debido ás imperfeccións do mercado de capitais, necesítase unha maior equidade para producir un maior investimento en capital humano, o que contribúe ao crecemento.

Nos últimos anos, unha nova xeración de preguntas de investigación dá lugar á formulación de novas especificacións para os modelos paramétricos comunmente utilizados ($Gini_i = \beta_0 + \beta_1 renda_i + \beta_2 renda_i^2 + \varepsilon_i$). Algúns estudos utilizan modelos de estimación de análise non paramétrica. Mushinski (2001) mostra que a relación entre a desigualdade e o desenvolvemento económico estaría representada

por un polinomio de cuarto grao. Pola súa parte, Huang (2004) amplía este modelo utilizando unha inferencia flexible e non lineal para unha mostra de 75 países, confirmando a relación en forma de U invertido entre desigualdade e nivel de ingreso *per capita*. Por último, Lin, Huang e Weng (2006) utilizan unha análise semiparamétrica cuxos resultados suxiren a consistencia do U invertido entre o ingreso e a desigualdade cando se utiliza o índice de Gini como medida de desigualdade.

Como vemos, o debate sobre a curva de Kuznets está lonxe de ser completo. Isto levou a algúns autores a explorar outras vías de análises empíricas da realidade. Algúns autores consideran que a análise da relación entre a desigualdade e o crecemento só poden ser clarificadores para as economías desenvolvidas (Saith, 1983). Centraríase, así, a atención no que sucede no último tramo da curva de Kuznets (figura 1) e en analizar se se produce algún cambio de tendencia nesa relación cando nos referimos a países desenvolvidos. Isto debera permitir cualificar se o crecemento seguido nun determinado período está asentado nun patrón máis ou menos igualitario en canto á distribución da renda.

Figura 1



FONTE: Elaboración propia.

Unha estratexia alternativa é tomar como base empírica as rexións en lugar dos países, o que permite unha análise máis detallada que reduce en certa forma a influencia dos factores institucionais e estruturais (supoñendo unha certa homoxeneidade dentro dos estados).

2.2. A LITERATURA DE ÁMBITO REXIONAL: IMPLICACIÓNS

Unha das razóns para o uso de datos rexionais é a que presentou Partridge (1997), argumentando que a suma dos gastos de protección social en EE.UU. pode distorsionar os resultados, xa que a nivel rexional (Estados) existen diferenzas significativas nas subvencións, na fiscalidade progresiva, etcétera. Por outro lado, podería obviarse a influencia das diferenzas institucionais e culturais entre países. Os resultados do traballo de Partridge (1997) mostran unha relación positiva entre a desigualdade e o crecemento, ao contrario do que obteñen Alesina e Rodrik (1994) coa adopción dunha base de datos de países.

A nivel europeo, moitos dos problemas mostrados por Partridge (1997) non se producen da mesma maneira. Como as políticas fiscais e de redistribución se levan a cabo xeralmente no ámbito estatal, as diferenzas interrexionais seguen sendo relativamente modestas. Porén, hai que recoñecer a existencia de diferenzas rexionais como resultado de diferentes estruturas sociais e económicas e de políticas de benestar a nivel rexional e local.

Ademais, o uso de datos homoxeneizados para as rexións desenvolvidas permite superar certos problemas de comparabilidade de datos de desigualdade, que é unha das posibles causas dos resultados contraditorios a nivel de país, sobre todo cando se incorporan á mostra datos de países cunha información estatística de baixa calidade.

No contexto da investigación empírica, Panizza (2002) suxire unha relación negativa entre o crecemento e a desigualdade, que se explica por unha mellora dos datos e estimacións. Con todo, o autor introduce a idea de que os resultados son moi sensibles á especificación econométrica paramétrica.

Unha análise máis extensa e profunda é a realizada por Partridge (2005), na que introduce unha maior variedade de métodos de estimación estatística (efectos fixos e variables), así como a diferenza entre curto prazo e longo prazo, que podería influír substancialmente nos resultados. Este autor incorpora un aspecto importante, estimando ao mesmo tempo a desigualdade medida polo índice de Gini e a porcentaxe do quintil mediano Q3, co que se controlarían tanto a distribución xeral como a distribución dos polos. As estimacións no curto e no longo prazo dan lugar a resultados ambiguos dependendo do modelo que se empregue, aínda que tenden a estimar unha relación positiva entre o crecemento e a desigualdade.

A nivel europeo existen poucos estudos sobre a relación entre desigualdade e crecemento –ou nivel de renda– que utilicen datos rexionais (Mercader Prats e Levy, 2004; Vence, 2005; Troitiño, 2006). Rodríguez e Vence (2007) analizaron esa relación para os anos 1997 e 2001, e os seus resultados suxiren unha relación en forma de U.

Tamén a nivel europeo, certos estudos (Perugini e Martín, 2008; Ezcurra, 2007) presentan aspectos metodolóxicos interesantes como o uso de técnicas de análise espacial, grazas ás cales se tende a corrixir a posible existencia de autocorrelación espacial, que pode conducir a resultados non axustados. Ademais, Perugini e Martino (2008) atopan evidencia de patróns espaciais de desigualdade entre rexións non explicados dentro dos límites nacionais e, polo tanto, xustificados pola diversidade estrutural e institucional que existe a nivel rexional. Por outra parte, estes autores sinalan unha relación positiva entre crecemento e desigualdade no curto e no medio prazo. Esta relación contrasta coa atopada por Ezcurra (2007), cuxos resultados son inversos aos de Perugini e Martino (2008).

Outro enfoque interesante sobre a relación entre desigualdade e crecemento a nivel rexional en Europa é o realizado a través da educación (Rodríguez-Pose e Tselios, 2009a, 2009b). Estes autores non atopan unha relación forte entre crecemento e desigualdade de renda cando se introduce a desigualdade educativa; porén, os seus resultados suxiren unha relación positiva entrambas as dúas varia-

bles mostrando ademais unha forte relación entre desigualdade educativa, por un lado, e desigualdade de renda e crecemento, por outro, ao estimar o modelo con diferentes métodos (MCO agrupados, efectos fixos, efectos variables), e ao introducir un gran número de variables de control como, entre outras, o desemprego ou a urbanización.

En xeral, como vimos, a nivel rexional non existe unha clara relación entre desigualdade e renda ou crecemento. Unha posible causa, como tamén vimos no ámbito estatal, é a especificación lineal que se dá nos modelos rexionais, o que pode provocar erros nos resultados.

Neste traballo pretendemos revisar varios modelos, contrastando os diferentes resultados. Para iso, utilizaremos a análise espacial e especificacións semiparamétricas que nos permitirán modelar a relación sen restrinxir o tipo de función ou a forma da curva *a priori*.

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

O *Panel de Hogares de la Unión Europea* (PHOGUE) é unha enquisa estandarizada, polivalente e lonxitudinal, que se leva a cabo na Unión Europea e que contén información anual sobre os fogares e as persoas para o período 1994-2001.

O PHOGUE ten unha estrutura de panel puro, é dicir, os fogares elixidos na primeira ondada mantéñense no tempo, mentres que permite a entrada de novos membros por algunha razón específica. Este panel contén información sobre 75.000 fogares no nivel NUTS I –ás veces NUTS II–. O PHOGUE está deseñado para proporcionar datos, entre outros, sobre ingresos, pobreza, traballo, saúde, educación, inmigración ou demografía.

Non obstante, temos que lles facer fronte a varios problemas: 1) ao comezar coa primeira ondada –realizada no ano 1994– inclúense todos os membros actuais da UE, a excepción de Austria, Finlandia e Suecia, xa que Austria se engadiu na segunda ondada, Finlandia na terceira e Suecia na cuarta; e 2) outro dos problemas é a falta de resposta –total, parcial, desgaste e novas entradas–, aínda que o propio panel dispón de métodos de imputación para corrixir estes problemas que foron cuestionados por diferentes autores (Peracchi, 2002).

Tamén é digno de mención que o PHOGUE proporciona datos no nivel individual e no nivel de fogares. Noutros traballos que xa comentamos anteriormente (Rodríguez-Pose, 2009a, 2009b; Ezcurra, 2007; Perugini e Martino, 2008), fan uso de datos a nivel individual; no noso caso, a unidade de estudo serán os fogares, nun intento de minimizar os efectos de escala e que explicaremos máis adiante cando se analicen as variables.

Para a desagregación xeográfica usaremos as rexións definidas a nivel NUTS I (grandes rexións e länder), agás para Portugal, Suecia e Finlandia, onde o nivel NUTS II demostra ser máis exacto, e para Países Baixos, no que utilizaremos o nivel nacional, xa que o PHOGUE non ofrece a desagregación por rexións. Non obstante, mantemos este país debido a que Holanda é un caso significativo e porque a

súa dimensión é comparable a outras rexións NUTS I e a algúns länder alemáns. Como podemos observar na táboa 1, o tamaño da mostra das rexións é moito máis homoxéneo que se consideramos os países.

Táboa 1.- Estatística do tamaño da mostra a nivel rexional e nacional

	Países 1997	Países 2001	Rexións 1997	Rexións 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

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos do PHOGUE.

4. VARIABLES E METODOLOXÍA

4.1. VARIABLES

4.1.1. Renda dispoñible equivalente

Neste traballo centrámonos principalmente na relación entre dúas variables: a renda media e os niveis de desigualdade. Para medir o nivel de renda calcúlase a renda dispoñible equivalente, utilizándose tamén esta mesma variable para calcular os índices de desigualdade. A renda dispoñible obtense a partir do *Panel de Hogares* de EUROSTAT. A renda dispoñible equivalente é o resultado de aplicar a escala de equivalencia da OCDE á renda dispoñible: 1 para o primeiro adulto, 0,5 para os restantes adultos e 0,3 para os nenos menores de 14 anos. Esta variable exprésase en paridade de poder adquisitivo (PPP).

Este traballo estuda a hipótese de Kuznets por medio da relación entre a desigualdade e a renda dispoñible equivalente media a nivel rexional. Aínda que a forma de U invertido de Kuznets se refire á desigualdade de renda e do PIB *per capita*, a utilización da renda dispoñible equivalente xustifícase porque esta variable e o PIB *per capita* teñen unha alta correlación (R^2 é aproximadamente igual a 0,9, sendo o resultado estatisticamente significativo ao 1%). Preferimos o uso da renda dispoñible, xa que representa mellor a capacidade do fogar e tamén incorpora as economías de escala das familias (táboa 2).

Táboa 2.- Estatística descritiva da renda dispoñible equivalente por rexións

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

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos do PHOGUE.

4.1.2. Estimación da desigualdade

Para estimar a desigualdade, empregaremos unha serie de índices coñecidos: Gini, Theil e Atkinson. Introdúcese así unha das vantaxes de traballar non unicamente co índice de Gini senón de poder introducir as funcións de benestar social e a aversión á desigualdade mediante o índice de Atkinson. A relevancia da observación do índice de Theil reside na diferenciación en canto ás propiedades dos índices. Mentres Gini e Atkinson manteñen só o principio de transferencias débil, o índice de Theil cumpre ademais o principio de transferencias forte (Cowell, 2000).

Na gráfica 1 presentamos os histogramas, a aproximación á normal e a densidade de Kernel para os diversos índices empregados. Como se pode ver, para os tres primeiros anos (introdúcense progresivamente as rexións austríacas, finlandesas e suecas) as distribucións tenden a ser unimodais aproximándose á normal, mentres que no resto dos anos se produce unha bimodalidade xa recollida noutros traballos (Perugini e Martino, 2008). O índice de Atkinson mostra o efecto do parámetro de aversión, sobre todo no caso no que toma o valor 1,5, presentando unha maior sensibilidade aos tramos máis baixos da distribución en contraste co nivel de aversión 0,5, que reflicte a sensibilidade relativa aos tramos máis elevados da distribución.

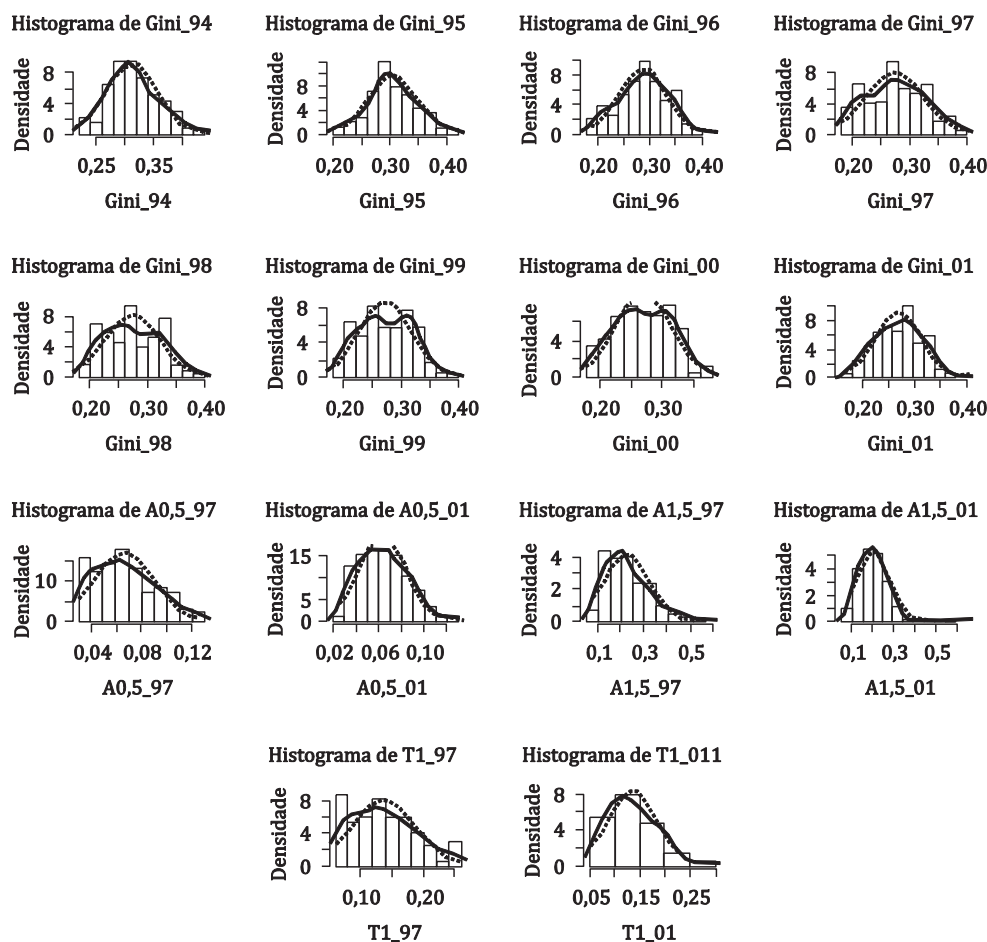
Ao analizar a desigualdade a nivel rexional, cómpre sinalar que existe a posibilidade de que se produzan problemas de autocorrelación espacial, é dicir, que o nivel de desigualdade dunha rexión poida afectar ás súas veciñas. Desta forma, a autocorrelación espacial positiva *“señalaría la existencia de un clúster de valores similares de la variable analizada alrededor de la región i”* (Molero e Vayá, 2000). Para contrastalo empregaremos o índice de Moran's I (táboa 3), definido como un test unidireccional contra un patrón de dependencia espacial aditivo lineal entre os residuos do MCO estimado (Anselin, Florax e Rey [ed.], 2004).

Para estimar o índice de Moran's I, ao igual que nas análises espaciais, empregaremos a matriz de pesos espacial segundo o criterio de “Queen”, que considera veciños a todas as rexións que o rodean. Non obstante, para que a matriz non ocasiona problemas, ao igual que fixeron Perugini e Martino (2008), eliminaremos para este estudo aquelas rexións que son illas, pois non estarían rodeadas por ningunha outra rexión, producíndose columnas e filas de ceros. Cómpre sinalar tamén que só serán tomadas en consideración as rexións tipo NUTS I, xa que a introdución do resto das rexións (rexións portuguesas, finlandesas, suecas, e Holanda), como xa sinalamos con anterioridade, poden producir distorsións nos resultados.

Táboa 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

FONTE: Elaboración propia.

Gráfica 1.- Densidade Kernel para varios índices de desigualdade

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos do PHOGUE.

Ademais dos índices de desigualdade, para algunhas estimacións nas que empreguemos o índice de Gini introduciremos tamén a desigualdade inicial, definida como o nivel de desigualdade existente cando é calculada usando a renda equivalente antes de transferencias.

4.1.3. Outras variables utilizadas

Existen diversos factores que inflúen na relación entre desigualdade e crecemento económico, que se destacan desde diferentes perspectivas: os estudos baseados no mercado de capitais (Galor, 2000; Ray, 2002), na economía política (Alesina e Rodrik, 1994), na inestabilidade sociopolítica (Alesina e Ro-

drik, 1994; Barro, 2000) ou os baseados na demanda (Ray, 2003; Zweimüller, 2000).

Para controlarmos o efecto doutras variables, incluimos nos modelos as transferencias sociais totais recibidas (*Transfer*) extraídas do PHOGUE, que engloba os beneficios relacionados co desemprego, coas pensións, coa incapacidade e coa enfermidade, coa educación ou coa asistencia social, entre outras. Na análise espacial e na semiparamétrica introducimos as seguintes variables: a densidade de poboación (*Pobden*), os recursos humanos en ciencia e tecnoloxía (*HRST*), o emprego na agricultura (*EM_AGR*), o emprego na industria (*EM_IND*), o emprego nos servizos de mercado (*EM_MARK_SERV*), o emprego nos servizos non de mercado (*EM_NO_MARK_SERV*) e o desemprego (*UNEMPL*), todas elas extraídas de Eurostat's Regio Data Set.

4.2. METODOLOXÍA

4.2.1. Análise MCO

En primeiro lugar, para estimarmos a relación entre a desigualdade e a renda empregaremos o modelo máis simple, que é a regresión MCO considerando efectos fixos, debido a que, como afirman Rodríguez-Pose e Tselios (2009): “*no PHOGUE os termos de erro dos regresores da desigualdade é esperado que estean correlacionados con efectos especificamente rexionais. Isto debería ser tratado con modelos de efectos fixos nos cales os termos de erro deberían ser correlacionados con efectos rexionais específicos*”.

Para unha mellor modelización introducimos o vector tempo mediante o uso de datos de panel para o período 1997-2001. Prescindimos dos anos anteriores xa que aínda non fora incorporada unha parte das rexións.

Definimos un modelo xeral explicativo da desigualdade, segundo o cal o índice de Gini depende da desigualdade inicial (*GINIST*), da renda dispoñible equivalente (*REQU*) e das transferencias (*TRANSFER*):

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

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

Estimamos esta relación por mínimos cadrados, introducindo un proceso autorregresivo de orde un, AR (1), para corrixir os problemas de autocorrelación.

4.2.2. Análise espacial

Esta técnica econométrica é relativamente recente, aínda que foi gañando peso nos últimos anos grazas ao esforzo dalgúns autores como, por exemplo, Anselin ou Warn³.

3 Unha breve revisión dos autores pode atoparse en Anselin, Florax e Rey (2004).

Os modelos MCO ignoran os efectos da autocorrelación espacial que, como xa vimos, calculando o Moran's I presentan a variable desigualdade ao empregar datos rexionais.

Existen varios modelos de regresión que introducen a autocorrelación espacial, destacando os modelos de regresión espacial lineal estándar, tanto do atraso (*lag*) como da perturbación. No primeiro caso, o modelo especificaríase da forma

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

onde y sería unha variable estocástica de $n \times 1$; X sería unha matriz non estocástica de variables esóxenas de $n \times k$; ξ sería o parámetro de atraso espacial; e W sería a matriz de pesos espacial.

Os criterios para a elección da matriz espacial máis habituais son o criterio lineal, o criterio *rook*, o criterio *bishop* ou o criterio *queen* (Molero e Vayá, 2000). Como xa definimos ao analizar a autocorrelación espacial na desigualdade, empregaremos o criterio *queen*.

Se a autocorrelación espacial está unicamente presente no termo da perturbación, o modelo sería:

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

Os dous modelos se calculan seguindo unha estimación máximo-verosímil.

4.2.3. Análise semiparamétrica

A análise semiparamétrica permíttelles aos investigadores ter o mellor de ambos os dous mundos: do paramétrico e do non paramétrico (Ruppert, Wand e Carroll, 2009). A vantaxe dos modelos semiparamétricos, ao igual que dos non paramétricos, é a posibilidade de facer unha aproximación máis flexible á relación obxecto de estudo. Desta forma, nós non acoutamos a relación entre a desigualdade e a renda dispoñible equivalente a un modelo lineal ou cuadrático, senón que estaría aberto a outras funcións. Ademais, os modelos semiparamétricos permiten a introdución dalgunhas variables onde o efecto estaría definido. Seguindo, entre outros, a Lin, Huang e Weng (2006), nós utilizaremos unha regresión semiparamétrica para analizar a hipótese de Kuznets.

O modelo segue a seguinte especificación:

$$\text{Desigualdade} = f(\text{renda}) + w'\gamma + \varepsilon$$

onde só un compoñente –a renda equivalente dispoñible– se estima non parametricamente, mentres que o resto das variables (transferencias, desigualdade inicial...) son especificadas parametricamente.

Para esta estimación usaremos o *SemiPar 1.0. R Package*, polo que f é estimada usando “*penalised spline smoothing*” (Wand *et al.*, 2005).

5. RESULTADOS EMPÍRICOS

A primeira análise que realizamos é a aproximación mediante a aplicación dun modelo MCO de efectos fixos a datos de panel. Non obstante, para corrixir os problemas de autocorrelación existentes introducimos un proceso autorregresivo de orde 1, AR (1), cuxos resultados detallados se presentan na táboa 4.

Táboa 4.- Modelo xeral explicativo da desigualdade

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			

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos do PHOGUE.

O axuste desta estimación é aproximadamente 0,95, sendo as tres variables estatisticamente significativas, o que implica que é explicado o 95% da variación da desigualdade da renda na mostra. Ademais, obsérvase que a desigualdade depende positivamente da desigualdade inicial, sendo esta a variable fundamental no modelo, é dicir, unha variación de 0,1 no nivel inicial implicaría unha variación de 0,05825 na desigualdade.

Os resultados mostran que a desigualdade de renda e o nivel de renda dispoñible equivalente presentan unha relación positiva. Este resultado sería consistente cos resultados de Partridge (1997) ou de Rodríguez-Pose e Tselios (2009a, 2009b). Non obstante, esa relación é dunha intensidade relativamente pequena, posto que sería necesaria unha moi forte variación na renda dispoñible equivalente para que tivera algún efecto na desigualdade. Por outra parte, introduciuse un efecto cuadrático da renda dispoñible equivalente sobre a desigualdade, pero non se obtiveron resultados significativos para a renda ao cadrado.

O nivel de transferencias mostra un impacto redutor da desigualdade, de maneira que canto maior sexan as transferencias sociais menor será a desigualdade. Evidénciase, polo tanto, que as políticas activas de redistribución poden contrarrestar os efectos negativos do crecemento económico actual sobre a desigualdade, pero de feito non parece que foran suficientes para compensalos.

Como xa comentou na metodoloxía, un dos problemas que pode ter a anterior estimación por regresións MCO é a inconsistencia de resultados debido á existencia de autocorrelación espacial nas variables. Tamén se indicou que a desigualdade –o índice de Gini ou o de Atkinson– mostra mediante o índice de Moran's I que existe autocorrelación espacial.

En primeiro lugar, os modelos usando MCO clásicos mostran que para o ano 1997 o *Robust Lagrange multiplier (lag)* test e o *Robust Lagrange multiplier (error)* test teñen valores de 3,06 e 3,07, respectivamente, e son significativos ao 10%. Para o ano 2001 só é significativo o *Robust Lagrange multiplier (error)* ao 10%. Polo tanto, existe unha certa evidencia, aínda que non elevada, de que se rexeite a hipótese nula de que λ sexa igual a cero. Isto mostra que sería necesario introducir o espazo no modelo, especialmente nos erros.

As táboas 5 e 6 mostran os resultados de aplicar o *spacial lag model* e o modelo con autocorrelación nos erros, tomando como variables dependentes o índice de Gini e o de Atkinson con parámetros de aversión 0,5 e 1,5, observándose desta maneira a sensibilidade dos resultados aos diferentes índices empregados para medir a desigualdade dentro da mostra de rexións. Debe indicarse tamén que só mostramos o resultado para aquelas variables que son significativas para algunha análise, aínda que o resto das variables tamén foron testadas. Polo tanto, o desemprego, o emprego agrícola, o emprego industrial, o emprego en servizos non de mercado e os HRST non mostran que teñan un impacto significativo na desigualdade.

Os resultados non son de todo concluíntes, posto que para o ano 2001 os modelos empregando os índices de Atkinson non mostran relación entre a desigualdade de renda e a renda dispoñible equivalente. O mesmo ocorre para o Atkinson con aversión 1,5, con autocorrelación nos erros, para o ano 1997. Ademais, no ano 1997 o modelo *lag* espacial e o modelo de autocorrelación nos erros incluíndo a variable de desigualdade inicial non son significativos, coincidindo estes resultados cos de Perugini e Martino (2008).

Non obstante, no resto dos resultados obsérvase a posible existencia de autocorrelación espacial tanto nos erros como na desigualdade. Desta forma, a corrección dos problemas de dependencia espacial non varía o efecto das distintas variables na desigualdade que se obtiveron coa regresión MCO anteriormente comentada. A relación entre a desigualdade e a renda dispoñible equivalente é positiva, é dicir, aquelas rexións con maior renda presentan niveis superiores de desigualdade. Este incremento da desigualdade veríase corrixido polo efecto negativo das transferencias sobre as desigualdades. Por outra parte, unha das variables

máis relevantes é a desigualdade inicial. Tamén se observa unha relación positiva entre a densidade de poboación e a desigualdade.

Táboa 5.- Análise espacial para o ano 1997

	Gini97 (<i>lag</i>)	Gini97 (<i>error</i>)	Gini97 (<i>error</i>)	
<i>Constant</i>	0,1510913***	0,1634***	0,2551***	
<i>W inequality 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***

FONTE: Elaboración propia.

Táboa 6.- Análise espacial para o ano 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**

FONTE: Elaboración propia.

Finalmente, analizamos os resultados da análise semiparamétrica. Nas análises anteriores tivemos que incorporar unha serie de supostos subxacentes sobre a estrutura da relación entre as distintas variables. A violación dalgún destes supostos xeraría unhas estimacións ineficientes ou inconsistentes, que poderían implicar que se suxeriran conclusións erróneas sobre a desigualdade. Esta é tamén a conclusión dalgúns estudos como, por exemplo, o de Banerjee e Duflo (2003) ou o de Chambers (2007), quen, empregando métodos semiparamétricos, cuestionan a validez dos resultados obtidos desde unha estrutura lineal da relación entre desigualdade e crecemento por culpa desa falta de eficiencia.

Os resultados da análise da parte non paramétrica, que expresa a relación entre a desigualdade de renda e a renda dispoñible equivalente, preséntanse nas gráficas 2 a 12, que corresponden a distintas análises dependendo do modelo ou da variable dependente que empreguemos, como se pode observar nas táboas 7 e 8. As áreas grises en torno á curva mostran as bandas de confianza ao 95%.

Táboa 7.- Análise semiparamétrica para o ano 1997

	Gini97	Gini97	Gini97	Atkinson (0,5)	Atkinson (1,5)	Theil (1)
<i>f (income)</i>	Gráfica 2	Gráfica 2	Gráfica 3	Gráfica 4	Gráfica 5	Gráfica 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

FONTE: Elaboración propia.

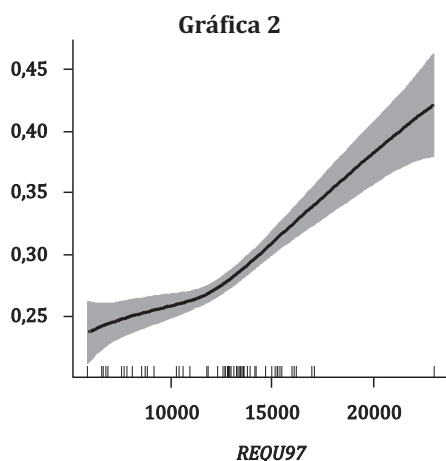
Táboa 8.- Análise semiparamétrica para o ano 2011

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

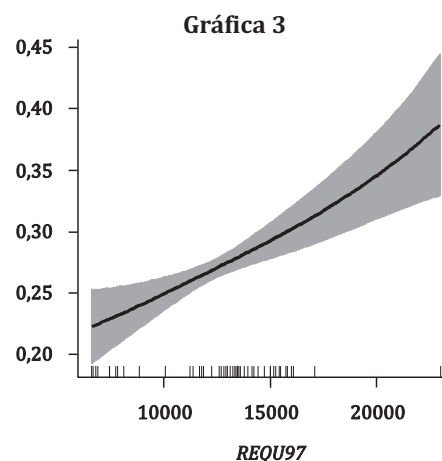
FONTE: Elaboración propia.

Nas gráficas podemos observar que, agás para o Theil (1) no ano 2001, as estimacións non reflicten unha relación lineal entre a desigualdade e a renda, por esa razón os modelos paramétricos baixo este suposto poderían incorrer en perda de información. Cómpre destacar os modelos con Gini como índice de desigualdade dependente da renda dispoñible equivalente, da desigualdade inicial e das transferencias, que virían estimados por un polinomio de orde 3. O resto dos modelos veñen representados por unha relación cuadrática, que tende a ser a máis probable pois é a resultante cando introducimos un maior número de variables control.

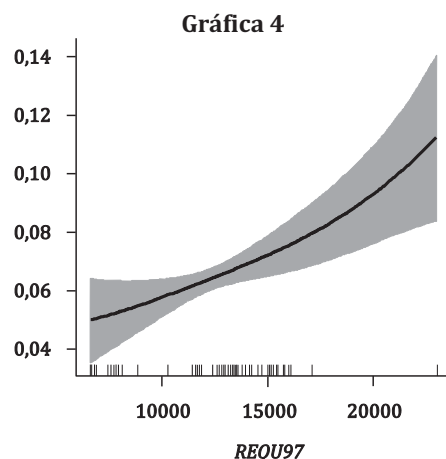
O que si se pode concluír, segundo os resultados obtidos, é que a relación entre a renda equivalente e a desigualdade é claramente positiva, non sendo sensible esta conclusión ao índice de desigualdade que empreguemos.



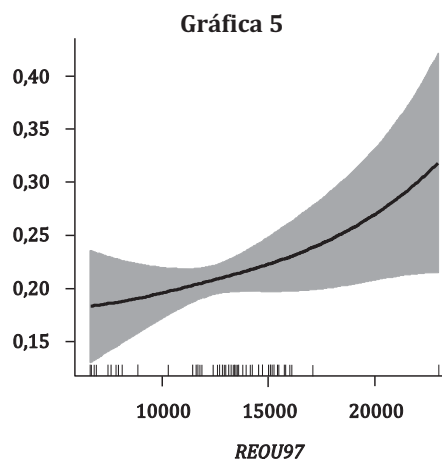
FONTE: Elaboración propia.



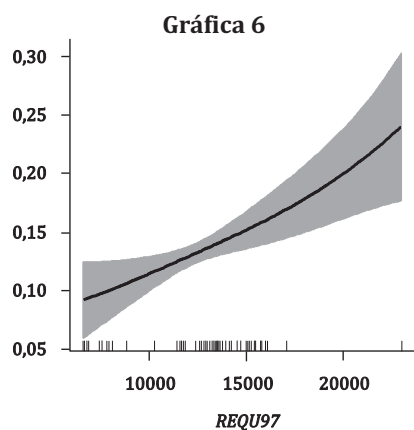
FONTE: Elaboración propia.



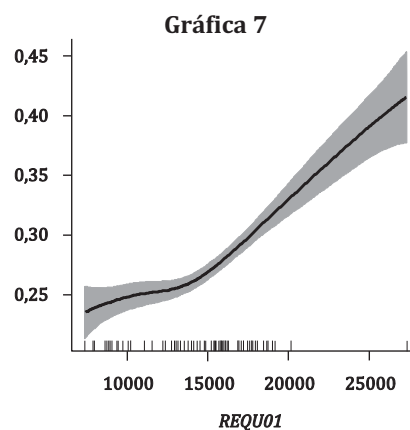
FONTE: Elaboración propia.



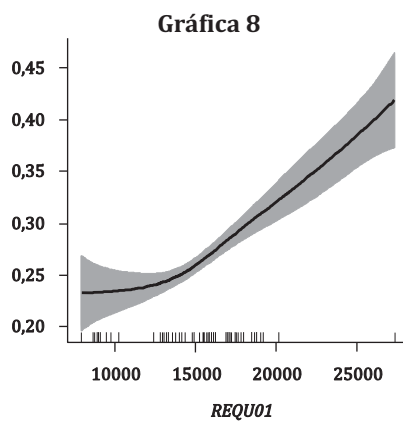
FONTE: Elaboración propia.



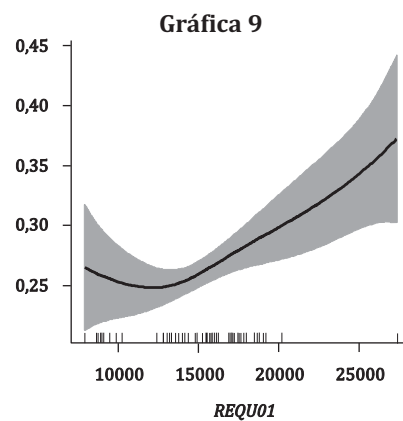
FONTE: Elaboración propia.



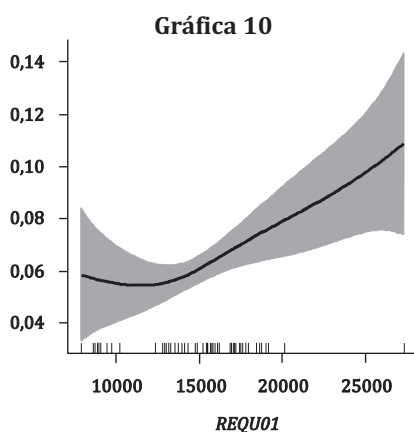
FONTE: Elaboración propia.



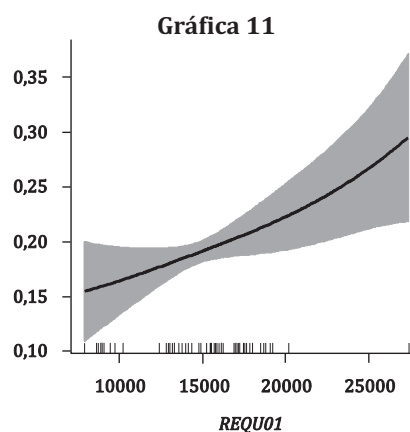
FONTE: Elaboración propia.



FONTE: Elaboración propia.

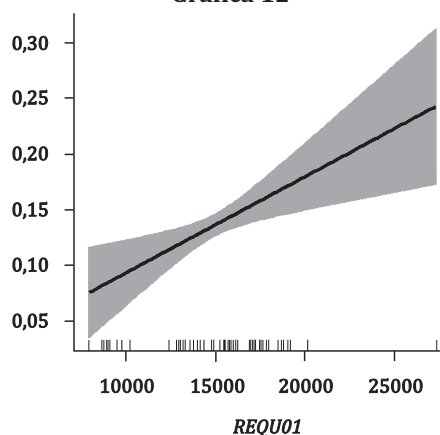


FONTE: Elaboración propia.



FONTE: Elaboración propia.

Gráfica 12



FONTE: Elaboración propia.

Polo que respecta ao resto das variables que introducimos, os resultados tamén son independentes do índice de desigualdade que empreguemos. A desigualdade inicial, definida como a desigualdade da renda antes de transferencias (*Initial Gini*), mostra un efecto positivo sobre a desigualdade da renda dispoñible equivalente, sendo significativo o seu efecto. Os distintos modelos son consistentes, cunha significación estatística do 1%, en canto a que a relación entre as transferencias (*Transfer*) e a desigualdade presenta signo negativo. Polo tanto, ao igual que nos modelos anteriores, obsérvase un importante papel das políticas redistributivas na diminución da desigualdade. Igualmente, a densidade de poboación (*Pobden*) mostra unha relación positiva coa desigualdade.

En relación coa variable de recursos humanos en ciencia e tecnoloxía (*HRST*), vemos que é significativa exclusivamente cando tomamos como variable dependente o *Gini97* e non consideramos a desigualdade inicial; neste caso o efecto sería negativo, contrastando cos modelos segundo os cales o emprego en I+D provocaría maiores desigualdades.

O desemprego (*UNEMPL*), aínda que non é significativo, suxire un efecto positivo sobre a variable dependente, consistente cos resultados obtidos por Rodríguez-Pose e Tselios (2009a). Os resultados das diferentes variables de emprego en sectores (*EM_AGR*, *EM_IND*, *EM_MARK_SERV* e *EM_NO_MARK_SERV*) non son significativas, tendendo a estimar unha relación positiva agás para o *Gini 2001* con desigualdade inicial, no cal o emprego no sector agrario e no sector de servizos non de mercado ten un efecto negativo sobre a desigualdade.

6. CONCLUSIÓN

A hipótese de Kuznets é un referente clave na literatura sobre a desigualdade e o crecemento. A maior parte das investigacións estudaron a relación en-

trambas as dúas variables a nivel de países, dando lugar a resultados contraditorios.

Nos últimos anos, algúns autores suxeriron a posibilidade de que os estudos rexionais puideran proporcionar luz á relación entre desigualdade e crecemento; porén, os resultados obtidos a nivel rexional tampouco son concluíntes, pois mentres que uns autores suxiren unha relación positiva, outros sinalan que esa relación é negativa.

Neste artigo analizamos dúas das posibles causas que implican resultados ambiguos. Por un lado, en liña con algúns traballos recentes, incorporamos a existencia de autocorrelación espacial. O índice de Moran's I da desigualdade, que estuda a dependencia espacial, é positivo e significativo, o que suxire que a desigualdade dunha rexión afecta á desigualdade das rexións veciñas.

Analizamos a relación entre a renda dispoñible equivalente e a desigualdade estimándoa mediante MCO regresións con efectos fixos para datos de panel do período 1997-2001. Os resultados suxiren unha relación positiva entre ambas as dúas variables. Ao incorporar o espazo aos modelos, aplicando o *spacial lag model* e o modelo de autocorrelación dos erros, os resultados non son concluíntes. Mostrouse unha gran sensibilidade do resultado ao índice de desigualdade empregado (Gini ou Atkinson con aversión 0,5 o 1,5). Non obstante, en xeral e para aqueles resultados significativos, a relación entre desigualdade e renda dispoñible equivalente mantívose positiva.

A segunda posible causa de ambigüidade nos resultados pode provir dunha incorrecta modelización da relación como consecuencia do establecemento duns supostos *a priori* sobre a estrutura da relación, que tradicionalmente foi considerada lineal ou cuadrática. Se estes supostos non se cumpriran, as estimacións poderían ser ineficientes ou inconsistentes. Para intentar resolver este problema faise necesaria a implementación dun método semiparamétrico, o cal ten as vantaxes tanto dos métodos non paramétricos como dos paramétricos.

Só un dos doce modelos implementados –Theil (1) para o ano 2001– mostra unha relación lineal, o que implica que aqueles resultados baseados na suposición de linearidade poden ser ineficientes. No resto das regresións realizadas, os resultados son máis consistentes cunha relación cuadrática, aínda que nos modelos con Gini como no índice de desigualdade dependente da renda dispoñible equivalente, de desigualdade inicial e de transferencias, viría estimado por un polinomio de orde 3. Non obstante, independentemente do modelo e do índice de desigualdade que tomemos, a relación entre a desigualdade de renda e a renda dispoñible equivalente móstrase positiva.

A correcta interpretación deste resultado requirirá un traballo adicional. En principio, isto pode interpretarse no sentido de que o tipo de crecemento económico que tivo lugar en Europa nese período foi xerador de desigualdades. Este efecto da renda dispoñible equivalente sobre a desigualdade pode vir explicado pola evolución da concentración da renda no marco dunha economía financiariza-

da, cunha proporción crecente do ingreso das familias de alta renda derivada de produtos financeiros.

De feito, cos datos do PHOGUE, o *top* 10 das familias europeas dispoñía do 24,08% da renda europea, mentres que no ano 2001 o *top* 10 concentraba o 24,69%. Este argumento xa foi exposto por Saith (1983) a nivel de países explicando a evolución da desigualdade por unha redución producida pola Segunda Guerra Mundial, pero cun aumento nos últimos anos producido pola concentración da renda, sendo tamén coherente coa explicación sobre a distribución da renda que proporcionan outros autores como, por exemplo, Gordon e Dew-Becker (2008) para Estados Unidos, ou os resultados de Alvaredo e Sáez (2006) para España.

Frank (2009) expón que a relación positiva entre a desigualdade (medida polo *top* decil de renda) e o crecemento económico podería ser explicada pola concentración da renda na parte superior da distribución, de forma que a porcentaxe de renda no *top* 10 creceu, pasando do 28% no ano 1953 a máis do 43% no ano 2000 en Estados Unidos. Desta forma, os resultados suxerirían que non sería correcto afirmar que a clase media (como afirma a teoría do votante mediano) é a que explica unha maior incidencia na desigualdade, senón que estaría condicionada polo que ocorre nos polos de renda. É dicir, pola concentración no decil ou centil superior e polo empeoramento das condicións dos traballadores nas rendas baixas, producidas pola desindicalización, a precarización do traballo, a redución dos salarios mínimos ou o emprego a tempo parcial, entre outros factores (Vence, 2005).

Ábrese así unha vía de estudo para futuras investigacións nas que se pretende analizar o efecto da concentración das rendas, provocadas polo modelo económico actual, na desigualdade.

O efecto do resto das variables incorporadas ás regresións (tanto MCO como a análise espacial ou a semiparamétrica) é robusto. A desigualdade inicial (antes de transferencias) é o factor máis relevante na desigualdade final, suxeríndose unha relación positiva. Os resultados tamén sinalan que canto maior é a densidade de poboación maior será a desigualdade, o que parece explicarse porque as áreas metropolitanas tenden a ter un maior número de ingresos, cunha alta concentración de grandes riquezas, e segmentos de moi baixos ingresos, particularmente asociados coa inmigración.

As transferencias sociais teñen un efecto redutor da desigualdade. Esta evidencia indica que, aínda que o patrón de crecemento deste período xera unha distribución da renda crecentemente desigual, a política social pola vía das transferencias sociais se revela como un instrumento poderoso para amortecer as 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 Economics Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), pp. 465-490.
- ALVAREDO, 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>.
- 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. <<http://piketty.pse.ens.fr/files/CowellMeasuringInequality2000.pdf>>.
- 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 e 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>.
- 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.
- TROITIÑO, 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.