

ARTICLES:

- 7** **Rodríguez-Pose, A., and Novak, K.**
Learning processes and economic returns in European Cohesion policy
- 27** **Holl, A.**
Firm location and productivity in Spain
- 43** **Franch, X.; Marti-Henneberg, J., and Puig-Farré, J.**
A spatial analysis of patterns of growth and concentration of population based on homogeneous population censuses: Spain (1877-2001)
- 67** **Albert, C., and Davia, M.**
Youth poverty: are there relevant differences across regions?
- 89** **Ortega, B.**
Determinants of regional labour productivity growth: A study for the hospitality sector in Spain
- 111** **Núñez, J. A.**
On private consumption and uncertainty. Empirical evidence from Spanish regional data
- 133** **Vallés-Giménez, J., and Zárata-Marco, A.**
Environmental taxation and industrial water use in Spain

SURVEYS AND DEBATES:

- 165** **Goerlich, F., and Cantarino, I.**
Geodemography: Land cover, geographical information systems and population distribution

BOOKS REVIEWS:

- 195** *Estrategias para la construcción de ventajas competitivas regionales: el caso del País Vasco*, by **Alburquerque, F.**

BOOKS NEWS

201

Investigaciones Regionales is included in the following Bibliometrics Indexes: **Sciverse Scopus**, **IN-RECS**, **RESH**.

Investigaciones Regionales is stored in the following bibliographic databases: **Recyt** (Spanish Science & Technology Ministry); **DOAJ** (Directory of Open Access Journals); **Redalyc** and **Latindex** (Networks of Scientific Journals from Latin America and The Caribbean, Spain and Portugal); **EconLit** (American Economic Association); **Cindoc**; **Dialnet**; **CARHUS Plus+** (Agency for Management of University and Research Grants - AGAUR); **EBSCO Publishing**; **ProQuest**; **RePEc** (Research Papers in Economics).

ARTÍCULOS:

- 7 Rodríguez-Pose, A., y Novak, K.**
Learning processes and economic returns in European Cohesion policy
- 27 Holl, A.**
Localización y productividad de la empresa española
- 43 Franch, X.; Martí-Henneberg, J., y Puig-Farré, J.**
Un análisis espacial de las pautas de crecimiento y concentración de la población a partir de series homogéneas: España (1877-2001)
- 67 Albert, C., y Davia, M.**
El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas?
- 89 Ortega, B.**
Determinantes del crecimiento de la productividad regional del trabajo: un estudio para la hostelería en España
- 111 Núñez, J. A.**
Sobre consumo privado e incertidumbre. Un análisis con datos regionales españoles
- 133 Vallés-Giménez, J., y Zárate-Marco, A.**
Environmental taxation and industrial water use in Spain

PANORAMA Y DEBATES:

- 165 Goerlich, F., y Cantarino, I.**
Geodemografía: coberturas del suelo, sistemas de información geográfica y distribución de la población

RESEÑA DE LIBROS:

- 195** *Estrategias para la construcción de ventajas competitivas regionales: el caso del País Vasco*, por **Alburquerque, F.**

**NOTICIAS DE LIBROS
Y OTRAS PUBLICACIONES**
201

Investigaciones Regionales está incluida en los siguientes índices de impacto: ***Sciverse Scopus, IN-RECS, RESH.***

Investigaciones Regionales se almacena en las siguientes bases bibliográficas: ***Recyt*** (Repositorio Español de Ciencia y Tecnología de la FECYT); ***DOAJ*** (Directory of Open Access Journals); ***Redalyc*** (Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal); ***Latindex*** (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, Caribe, España y Portugal); ***EconLit*** (American Economic Association); ***Cindoc*** (Centro de Información y Documentación Científica del Instituto de Estudios Documentales sobre Ciencia y Tecnología CSIC); ***Dialnet*** (Universidad de La Rioja); ***CARHUS Plus+*** (Sistema de evaluación de revistas científicas de los ámbitos de las Ciencias Sociales y las Humanidades - AGAUR); ***EBSCO Publishing; ProQuest; RePEc*** (Research Papers in Economics).

Learning processes and economic returns in European Cohesion policy

Andrés Rodríguez-Pose* and Katja Novak**

ABSTRACT: This paper evaluates whether the learning mechanisms of the European Cohesion policy have contributed to improve the economic impact of Structural Fund expenditure over time. It analyses whether the evolution of the policy in response to greater internal monitoring and external scrutiny has resulted in a more efficient and better targeted Cohesion policy. This is tested using an econometric model which evaluates the effect of Structural Fund expenditure on the growth of regional GDP per capita —conditional on factor endowments, institutional quality and initial conditions— during the last programming periods for which full sets of data are available (1994-1999 and 2000-2006). The results of the analysis unveil an increase in the effectiveness of the policy in successive periods. This positive association is robust to controlling for the level of development of the country and the relative economic position of a region within a country. The results also show that, when structural factors are taken into consideration, Structural Fund investment tends to yield higher returns in better-off countries and wealthier regions within countries.

JEL Classification: R58; O20.

Keywords: cohesion; regional development; economic growth; GDP per capita; regions; European Union.

Procesos de aprendizaje y rendimiento económico de la Política de Cohesión Europea

RESUMEN: Este artículo evalúa hasta qué punto los mecanismos de aprendizaje de la política de Cohesión europea han contribuido a mejorar el impacto económi-

* Department of Geography and Environment, London School of Economics, Houghton St, London WC2A 2AE, UK. Correo electrónico: a.rodriiguez-pose@lse.ac.uk.

** Government Office for Development and European Affairs, Slovenian Government, Slovenia.

This paper has benefited from comments by Juan Ramón Cuadrado-Roura, three anonymous reviewers and the editors of the journal. Useful feedback was also provided at conferences in Bled (Slovenia), London and Amsterdam. Andrés Rodríguez-Pose gratefully acknowledges the financial support of the European Research Council under the European Union's Seventh Framework Programme (FP7/2007-2013)/ERC grant agreement n.º 269868. The views expressed in this paper are those of the author and do not necessarily represent the views of the Government Office of the Republic of Slovenia for Development and European Affairs.

Received: 13 april 2012 / Accepted: 26 february 2013.

co de los Fondos Estructurales. El objetivo es ver si los cambios introducidos en la política en respuesta a la evaluación interna y a las críticas externas han dado lugar a una política mejor y más eficaz. Para ello se utiliza un método econométrico que evalúa el efecto de los Fondos Estructurales sobre el crecimiento regional del PIB per cápita —condicionado por la dotación de los factores, la calidad de las instituciones y las condiciones iniciales de cada región— durante los dos últimos periodos de programación para los que existen datos completos (1994-1999 y 2000-2006). Los resultados del análisis indican una mejora de la eficacia de la política en el segundo periodo de programación. Esta asociación positiva es robusta a la introducción de controles ligados al nivel de desarrollo del país y de la posición de cada una de las regiones en el interior del país. Los resultados muestran también que, cuando se tienen en cuenta factores estructurales, la inversión en Fondos Estructurales obtiene mejores rendimientos en países con niveles de riqueza más altos y en las regiones más ricas en el interior de cada país.

Clasificación JEL: R58; O20.

Palabras clave: cohesión; desarrollo regional; crecimiento económico; PIB per cápita; regiones; Unión Europea.

Introduction

«The Union, especially during these difficult times, needs Cohesion Policy» (European Commission, 2010: III) claim European Commissioners Johannes Hahn and László Andor in the very first sentence of the foreword of the Fifth Cohesion Report. This view reflects the dominant belief that European Cohesion policy is more than a simple redistribution of funds. It is about increasing efficiency in its lagging behind regions (Garrido Yserte *et al.*, 2007).

Since the inclusion of the principle of economic and social cohesion in the Single European Act, the European Union has indeed made a considerable effort aimed at addressing territorial backwardness and attempting to reduce the disparities among the regions of EU. From modest origins, the EU Cohesion Policy has grown until becoming one of the two most important entries in the European budget. In the fourth programming period (2007-2013) € 344 billion euro were earmarked for the European Cohesion effort. This represents approximately 35% of the EU budget (European Commission, 2010: 202); a considerable increase from the 11% of the European budget devoted to regional development policy in 1980.

The rising profile and dimension of the European cohesion policy has also brought about a greater level of scrutiny. From a pure academic perspective, scholars have increasingly asked the question of whether European Cohesion Policy has delivered its stated goals of greater economic, social and territorial cohesion. The results of these scholarly analyses vary a great deal depending on the data, estimation methods, time periods considered and even the *a priori* positions held by different researchers. Successive reports by the European Commission —without necessarily being uncritical or overlooking some of the problems— have highlighted a positive impact of the policy.

However, a majority of studies by independent researchers have tended to criticize the European Cohesion effort for either not reaching its objectives (*e. g.* Boldrin and Canova, 2001; García-Milá and McGuire, 2001; de Freitas *et al.*, 2003; Dall’erba and Le Gallo, 2008b), or for having a limited (*e. g.* Bussolletti and Esposti, 2004; Bouvet, 2005), mixed (*e. g.* Puigcerver-Peñalver, 2004), or territorially uneven impact (*e. g.* Antunes and Soukiazis, 2005; Percoco, 2005; Mohl and Hagen, 2010).

The excessive focus on the overall impact of the European Cohesion Policy has inevitably led to black or white positions about its effectiveness and, more importantly, to overlooking other important aspects of the policy, such as the learning capacity of European development intervention. The question has always been whether the European Cohesion effort has delivered and not whether the impact has improved over time. Yet one of the key characteristics of European regional development intervention since the reform of the Structural Funds in 1989 has been the constant quest to reform and refine the policy instruments. Each successive programming period has brought about substantive changes in the policy, addressing what were perceived to be the main problems in the previous period or even responding to criticisms from different sources, including academic studies. This makes European Cohesion policy a process and not an event, with a significant potential for learning and improvement.

In this paper we address precisely the question of whether the changes and reforms adopted in successive programming periods have led to an improvement of the effectiveness and impact of European Structural Funds, by looking at the performance of 133 comparable European regions over the last two completed programming periods (1994–1999 and 2000–2006).

The paper is organized as follows. After this introduction, we take a look at what the scholarly literature has said about the impact of the European Cohesion policy, in general, and of the Structural Funds, in particular, as a way of framing the importance of the question, before discussing if and in which way the design and delivery of regional development policy has improved over time. The central part of the study consists of an econometric analysis of the effectiveness of the Structural Funds. The econometric model tries to capture the effects of the Structural Funds on growth in regions during the programming periods between 1994–1999 and 2000–2006. This section is followed by the discussion of results, paying special attention to the evidence of improvements in achieving policy goals. The final section presents the conclusions and some policy considerations.

1. Have the Structural Funds delivered? An analysis of the literature

There has certainly been no shortage of interest in the EU Cohesion Policy. Putting the Structural Funds under the spotlight has, nonetheless, not delivered any greater clarity. Different empirical studies have come up with varying results—often as a result of the use of different evaluation techniques (Esteban *et al.*, 2009)—con-

cerning the impact of the Structural Funds on regional economic performance. These results range from the positive to the extremely negative¹ and reflect «the difficulties in identifying impacts, particularly in isolating Structural Fund effects from other macro-economic measures and other noise» (Gripaios *et al.*, 2008: 518).

Perhaps the most positive effects of Structural Funds on regional economic performance have been found by Cappelen *et al.* (2003), who analyse this interaction during the period 1980-1997 for a sample of 105 European regions in nine member states. Their results show that «EU regional support through the Structural Funds has a significant and positive impact on the growth performance of European regions and, hence, contributes to greater equality in productivity and income in Europe» (Cappelen *et al.*, 2003: 640). They uncover a strong association between regional support and the endowment of different European regions: the effect of regional support is greater in better endowed regions (Cappelen *et al.*, 2003). Bouvet (2005) draws relatively similar conclusions in a study covering the period between 1975 and 1999. Using data for eight different European countries, she reports that «EU regional policy has a positive but modest effect on regional economic growth» (Bouvet, 2005: 17). This positive effect is greater on employment and total factor productivity growth rates than on the general investment rate (Bouvet, 2005: 17-18).

Analyses targeting specific countries often also find a positive impact of the European Structural effort. Sosvilla-Rivero (2010), for example, looking at the case of the regions with the highest level of Structural Fund support in Spain (Objective 1 or Convergence regions), remarks that the funds have contributed significantly to economic growth and to wealth and employment creation and its influence has been felt not only in the regions with the greatest level of assistance, but also in advanced regions (Mancha-Navarro and Garrido-Yserte, 2010: 77). Indeed, «EU Cohesion Policy would have allowed about a third of the fifteen percentage points that the Spanish per capita income has caught up on the EU-15 average over the 1988-2006 period» (Sosvilla-Rivero and Cuadrado-Roura, 2009: 20). These results are broadly in line with those of de la Fuente (2003). Some regional analyses reach similar conclusions. In the case of the Spanish region of Castilla-La Mancha, Sosvilla-Rivero *et al.* (2006), conclude that the European Cohesion effort has raised economic performance between 0.64 and 0.38 points, depending on the period considered. Similar results can be found in Cancelo *et al.* (2009) and Cámara and Marcos (2009) for the cases of Galicia and Madrid respectively.

The studies reporting a clear-cut positive association between structural spending and economic growth and regional convergence are, however, in a minority. The majority of academic studies tend to give inconclusive or even negative evidence in response to the question of whether the European Cohesion policy has succeeded in achieving its goals.

Among the studies with inconclusive results Mohl and Hagen (2010), Ederveen *et al.* (2003) and Rodríguez-Pose and Fratesi (2004) can be highlighted. Mohl and

¹ See Mohl and Hagen (2010) for an overview of the literature on the topic.

Hagen (2010) analyse the returns of Cohesion policies for 124 regions of EU-15 during the period 1995-2005 and conclude that the impact of the Structural Funds depends very much on the cohesion objective being considered. Regional intervention appears to have had a significant and positive impact only in the poorest regions of the EU-15 —the former Objective 1 or Convergence Regions—. The impact for the other objectives is either negative or insignificant. Similarly, Ederveen *et al.* (2003) find mixed evidence of the impact of Structural Funds in European regions between 1981 and 1996. In their view, the returns of the Structural Fund investment are highly dependent on whether we are looking at absolute convergence, conditional convergence with country-specific effects, or conditional convergence with regional-specific effects. It is only when conditional-convergence with region specific effects is considered that cohesion policy has a positive influence on convergence (Ederveen *et al.*, 2003: 37).

Finally, Rodríguez-Pose and Fratesi (2004) show that, while there is a positive, albeit marginal, effect of Structural Fund investment on regional growth per capita, this effect is fundamentally linked to Structural Fund investment in human capital —rather than in transport infrastructure or business support (Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004: 100).

Even more common are the studies which reach the conclusion that European Cohesion policy has completely failed to achieve its goals of reducing the backwardness of lagging regions and of addressing the disparities between the levels of development of the various regions. Dall’erba and Le Gallo (2008a) fail to find any statistical significant effect of Structural Funds on regional growth during the period 1989-1999, while, in a parallel study, they report a small negative effect of some Structural Fund expenditure on economic growth which mainly affects Convergence or Objective 1 regions (Dall’erba and Le Gallo, 2008b: 339). Further analysis by these authors and Rachel Guillain confirms the supposed lack of impact of European Regional Development policies during the period 1989-1999 (Dall’erba *et al.*, 2009: 92). Other authors have gone even further and claimed that regional and structural policies in the EU have only served redistributive purposes (*e. g.* Boldrin and Canova 2001, 2003).

The conclusion that can be drawn from this brief overview of the literature on the returns of European Cohesion policy is straightforward: there is no clear academic consensus on the effectiveness and returns of Structural Funds.

1.1. Have the EU structural policies improved?

One of the aspects that the majority of these studies have ignored is that the European Cohesion policies are neither monolithic, nor have they remained stable over time. Since the introduction of the principle of programming in the 1989 reform of the Structural Funds, regional development intervention in the EU is structured around a multiannual strategic planning system which permits the constant monitoring and evaluation of policies and generates a learning process which helps address any po-

tential shortcomings in the policy. One of the key instruments in that learning process have been the regular reports on economic, social and territorial cohesion (European Commission, 1996, 2001a, 2004, 2007, 2010). These reports —commonly known as the Cohesion Reports— are published at more or less regular intervals and contain a combination of a description of the current regional situation with an evaluation of the impact of EU Cohesion policy and of the territorial dimension of other EU and national policies. One of the key changes in these reports over time has been, on top of their increasing quality, a more and more critical tone towards specific types of intervention associated with the European Cohesion effort. The diagnosis contained in successive reports has therefore contributed to refinements and improvements in the European Cohesion Policy which may have helped transform its potential impact.

In successive Reports the suggestions for changes and improvements have been coming thick and fast. The Third Cohesion Report (European Commission, 2004), for example, put the emphasis on reinforcing the priorities of Cohesion policy, including strengthening key objectives in the areas of innovation and human capital. It also proposed, among other things, an increase in the quality of the strategies in order to promote a more balanced and sustainable development effort, as well as positing a more limited and better targeted number of key interventions. Other key recommendations included paying greater attention and responding better to specific territorial characteristics and adopting a more strategic orientation of intervention to the priorities of the EU as a whole (European Commission, 2004; see also Garrido Yserte *et al.*, 2007). The Fourth Cohesion Report continued to advise the promotion of a new strategic approach with greater earmarking of resources for key interventions, as well as better and leaner regulations, including a more efficient management and eligibility rules and a simplification of the financial management principles. It also suggested a series of new future challenges (European Commission, 2007). The Fifth Cohesion Report (European Commission, 2010) recommended enforcing strategic planning, increasing, once again, thematic concentration, introducing greater conditionality and clearer delivery assistance centres, as well as improving the evaluation, performance and results. In addition it put forward the need to strengthen governance and enforce partnerships, while creating a simpler system of delivery and incentives (European Commission, 2010).

Parallel to the official EU Reports, independent reports have proposed similar improvements to the policy. The best-known of these reports (Barca, 2009) has put the emphasis on a greater concentration of resources, on conditionalities, a greater attention to the importance of institutions and a better governance system, including the promotion of more innovative and experimental expenditures and the encouragement of a learning process.

While internal EU and associated reports have been a rich source of suggestions for Cohesion Policy innovation, they are by no means the only one. Independent researchers have also looked for the potential causes which may have affected the returns of the European Cohesion policy. Crescenzi (2009) has signalled one of the core principles of regional policy, the principle of concentration (or lack of it), as a one of the culprits of the lack of clear cut returns from intervention. He indicates that

the insufficient concentration of Structural Fund expenditure in the most socio-economically disadvantaged regions has created a handicap for growth and convergence (Crescenzi, 2009: 120). His analysis also reveals that during the two programming periods considered there has been a strengthening of the geographical concentration of intervention, along the lines suggested in successive Cohesion Reports. These findings underline the existence of policy learning mechanisms which may be behind any potential improvement in the effectiveness of Structural Fund spending.

From a different perspective, Bachtler and Gorzelak (2007) have put forward three possible explanations of the relatively limited past returns of Cohesion policies. First of all and along the lines of other studies (*e. g.* Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004; Crescenzi and Rodríguez-Pose, 2012), Structural Fund expenditure may have been too biased towards infrastructure—and, in particular, transport infrastructure—investment. Investment in transport infrastructure may have unleashed forces which increased the concentration of economic activity in core at the expense of peripheral areas.

The returns of Cohesion policy may also have been undermined by existing business support policies (Bachtler and Gorzelak, 2007: 316). Regional policy has possibly had a distortionary effect on the economy, as it aims to attract innovative activities to regions with a low- to middle-skilled labour endowments (Midelfart-Knarvik and Overman, 2002). Had regional intervention concentrated on activities more in line with the endowments of different territories, as also recommended by successive Cohesion Reports, its effectiveness could have been improved. Lastly, the meagre returns of European Cohesion Policy could also be a consequence of an inadequate regional institutional capacity (Bachtler and Gorzelak, 2007: 316). Structural Fund interventions are likely to be more effective in countries with a higher institutional quality and low levels of corruption (Ederveen *et al.*, 2006). This implies that, in line with the suggestions of the Barca Report (2009), any improvement in regional institutional capacity would lead to a greater effectiveness of Structural Fund expenditure.

Finally, from a new economic geography perspective point of view, the returns of European Cohesion Policy may have been affected by the natural tendency of economic activity to agglomerate in space. As «firms and workers prefer to locate near markets, and markets are located where firms and workers reside» (Brakman *et al.*, 2005: 51), regional intervention, regardless of its dimension, will find it difficult to offset this process. Indeed, investment in infrastructure may have contributed to reinforce this circular causation process. Cuadrado-Roura (2010) finds evidence of these processes in operation in the Spanish case, as strong investment in transport infrastructure, while significantly contributing to «the convergence process of all Spanish regions towards the European average did not mean also internal convergence» (2010: 299). Consequently regional support is likely to be most effective when spent on human capital (Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004) or labour (Brakman *et al.*, 2005).

This constant stream of recommendations and policy advice coming both from internal and outside sources paint a picture of a cohesion effort that is far from static. The European Cohesion Policy is constantly evolving and reforming itself, with the

main changes drawing it towards becoming a more integrated and balanced policy, with a leaner set of objectives and, at least in theory, a better governance system. Yet, despite this constant change, the question of whether successive adaptations and modifications to the policy have led to improvements on its effectiveness has attracted relatively little attention. There are few studies —Cappelen *et al.* (2003) and Puigcerver-Peñalver (2004) being the main exceptions— which explicitly try to assess the dynamics of regional policy effectiveness. The focus has been always on its overall impact, on simply answering the question of whether the policy delivers or not, rather than on whether changes have led to a more or less efficient outcome. In this study we aim to address precisely this question: has there been an improvement over time in the impact of Structural Fund intervention? Have successive changes and the learning process associated to constant monitoring made the European Cohesion Policy more effective in promoting economic growth in regions where intervention is concentrated? This will be done by analysing whether there has been a significant improvement —or lack of it— in the returns of Structural Fund investment in the last two completed programming periods (1994-1999 vs. 2000-2006). In addition, we are interested in assessing where the Structural Funds have had the greatest impact. The underlying hypothesis is that through a process of institutional learning the effectiveness of Structural Funds interventions is likely to have improved in successive programming periods as a consequence of the subtle changes introduced in the design and implementation of the policy.

2. The model

2.1. Changes in Cohesion policy between the third and second programming periods

Have the returns of the European Cohesion policy improved with time? Since the introduction of the multiannual financial perspectives in 1989, every change in programming period has brought about alterations in the design of the European Cohesion Policy. The periods under study —1994-1999 and 2000-2006— were no exceptions. There were several notable differences in policy design between intervention in the third programming period (2000-2006) in comparison to the second (1994-1999). First of all, there was a significant drive towards the geographical concentration and prioritization of types of intervention. The six Objectives of the second programming period were reduced to a mere three, following recommendations included in Agenda 2000. The reduction of Objectives meant a significantly greater targeting of resources to the most deprived areas. A further indication of the greater concentration of resources in the third programming period relative to the second was the decrease in the share of population covered by regional policy spending. The population covered by Objective 1 shrunk to 20 percent of the total population of EU in the third programming period from levels of 25 percent in the previous period. What is more, while the funds available for regional policy in EU-15 states increased only marginally, there

was a more substantial increase of average per capita support in Objective 1 regions, as a consequence of the gradual phasing out of some regions. At the same time, per capita support for Objective 2 region declined (Drevet, 2008: 214). The share of population affected by the new Objective 2 also declined from 25 to 18 percent of the total. Similarly, the number of Community Initiatives was cut from thirteen to three (Armstrong and Taylor, 2000: 333-334) and the margin of manoeuvre of the European Commission to support excellence was increased with the introduction of a 4% performance reserve which could be spent on the best performing programmes in the second half of the programming period (European Commission, 2001a: 153).

Noticeable changes in the nature of investments were also undertaken, especially in Objective 1 regions. While investment in infrastructure remained very important, the «accent [...] shifted to growth, to competitiveness and job creation [...], to education and training [...] and to better distribution of specific social services over cities in the region [...]» (Molle, 2007: 233). There was also a reduction of direct transfers to individual firms —often deemed to be counterproductive and in contradiction with competition policy—.

On the more institutional side, the principle of partnership was strengthened. In addition to the traditional stakeholders (Commission, Member State governments and social partners), other socio-economic agents were invited to adopt a greater role in the design and implementation of the policy programmes. Finally, more emphasis was given to the monitoring and evaluation of the effectiveness of interventions. Using different indicators quantitative targets were set in order to evaluate the impact of the Structural funds expenditure (European commission, 2001a: 149-153).

2.2. The model

In order to assess whether these policy changes resulted in an improvement of the returns of the European Cohesion Policy, bringing it closer to its stated goals, we propose a neo-classical empirical model. The aim is to analyse the effectiveness of EU cohesion intervention, by measuring its impact on regional economic performance, while controlling for the initial conditions and factor endowments in the regions, including indicators depicting the initial wealth of a region and endowments of human capital, innovative capacity, infrastructure and quality of institutions.

The model adopts the following form:

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{GDP}_{i,t-1} + \alpha_2 \ln (\text{GDP}/\text{nGDP})_{i,t-1} + \alpha_3 \ln \text{SF}_{i,t-1} + \alpha_4 \ln \text{SF}_{i,t-1} \cdot \text{Development}_{t-1} + \alpha_5 \text{infrastructure}_{i,t} + \alpha_6 \text{education}_{i,t} + \alpha_7 \text{innovation}_{i,t} + \alpha_8 \text{institutions}_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1)$$

where (*i* denotes region and *t* time)

$y_{i,t}$ is the dependent variable, measuring the growth rate of regional GDP per capita;

$\ln \text{GDP}_{i,t-1}$ represents the initial level of regional GDP per capita;

$\ln(\text{GDP}/n\text{GDP})_{i,t-1}$	depicts the ratio of regional to national level of economic development;
$\ln\text{SF}_{i,t-1}$	represents the per capita Structural Funds payments to a region concerned in the previous period;
$\ln\text{SF}_{i,t-1} \times \text{Development}_{t-1}$	is an interaction term of Structural Funds expenditure and the level of economic development;
$\text{infrastructure}_{i,t}$	is an indicator of infrastructure endowment in the region;
$\text{education}_{i,t}$	is an indicator of the human capital in the region;
$\text{innovation}_{i,t}$	is an indicator of the innovative capacity of the region;
$\text{institutions}_{i,t-1}$	is an indicator of the quality of institutions at the national scale;
$u_{t,i}$	represents the error term.

The rationale for the inclusion of each of the variables in the model is as follows:

- *Growth rate of regional GDP per capita*: The growth rate of regional GDP is the most standard measure of regional economic performance.
- *Level of regional GDP per capita*: The level of regional GDP per capita is used as a proxy for regional wealth. In the model the variable is lagged by one period, as our interest lies in the effect of initial wealth on regional economic performance. The inclusion of the lagged level of regional GDP per capita allows us to test for conditional convergence or divergence across regions. As is customary in the literature and in order to address possible issues of non-linearity, the variable is entered in the model using logarithms.
- *Level of national GDP per capita*: The level of national GDP per capita represents a measure of the relative wealth of a country. It is used in order to determine whether the returns of Structural Funds intervention in a particular region are conditioned by the wealth of the country. For this reason the natural logarithm of national GDP per capita is used in interaction with the level of per capita Structural Funds expenditure in any given region.
- *Ratio of regional to national GDP per capita*: Regional economic performance tends to be highly correlated with the performance of neighbouring regions, as a consequence of the presence of strong trade and other type of linkages. We therefore use a ratio of regional to national economic development as a proxy in order to capture spatial interdependencies within countries. Even though this indicator only takes into account interactions among regions in the same country, it does lead to a significant reduction of potential spatial autocorrelation problems. Regions in the same country are generally much more interdependent between one another than neighbouring regions separated by national borders (Armstrong, 1995; Rodríguez-Pose, 1999). Indirect barriers to trade, national regulatory frameworks and national tax and welfare systems ensure that this remains the case.

This variable is included in the model in two different ways. Firstly, as an independent variable; secondly, in interaction with per capita Structural Funds

expenditure in a given region, as a way to measure the difference in effectiveness of Structural Funds depending on the relative level of economic development of a region in comparison with the country average.

- *Structural Funds payments per capita*: EU regional policy intervention in a region is measured by the actual Structural Funds payments to regions. As a general rule, only payments to former Objective 1 (promoting the development and structural adjustment of regions whose development is lagging behind), Objective 2 (converting regions seriously affected by industrial decline), Objective 5b (facilitating the rural development and structural adjustment of rural areas) and Objective 6 (promoting the development of regions with an extremely low population density) are included—these are the payments within the Cohesion policy which can be considered as direct territorial interventions—. The data for Structural Funds payments to a particular region was provided by the European Commission. In order to obtain a comparable indicator—Structural Funds per capita—the payments were divided by the total population. As a way to assess the medium- rather than the short-run, Keynesian, effect of the Cohesion policy, the regional aid to the region from the previous period is included in the model (as a means to capture the supply and not the demand side effect of expenditure). The variable is included in the model in logarithms.
- *Level of human capital*: The educational attainment of the population is used as the proxy for the human capital endowment of a region. The exact indicator is the percentage of adults (25-64) who have completed tertiary education.
- *Innovative capacity*: We resort to the percentage of private research and development (R&D) expenditure in total regional GDP as our measure of innovative capacity. R&D expenditure measures input into innovative activities in each region. The innovation capacity of a region is generally considered as «one of the key factors behind long-run interregional differences in productivity and income» (Crescenzi and Rodríguez-Pose, 2008: 69). However, for the purpose the model, we only consider private R&D expenditure, as a more genuine indicator than overall R&D expenditure of the regional innovation potential. This is because public investment may frequently serve purposes already linked to regional development other than simply aiming to generate innovation. It is often the case that public R&D is used as a way to improve the performance of regions lagging behind.
- *Infrastructure endowment*: We use the kilometres of motorway per square kilometre in any given region as our measure of infrastructure. Although this is one in a number of indicators which may represent regional infrastructure endowment, regional data availability constrains imply that this is one of two potential infrastructure proxies which could be used (the other being railways)².

² It has to be borne in mind that the use of such an infrastructure indicator introduces a series of biases. The main bias is that it tends to favour regions where the investment has taken place, but which do not necessarily benefit to the same extent from the investment, as the resulting motorways may connect more important poles outside the region.

- *Quality of institutions at the national level:* Institutions matter enormously for economic performance, but at a regional level in Europe there are virtually no indicators which measure the quality of institutions in a comparative way. Hence, due to the lack of adequate institutional data at the regional level, we are forced—despite its shortcomings—to resort to national indicators, assuming that regional institutions do not vary significantly within countries or, at least, that international variation is substantially greater than intranational variation. We use the Corruption Perception Index of Transparency International as our proxy for the quality of institutions in a particular country. The corruption perception index is a composite index based on more than ten surveys of business people and assessments of country analysts (Transparency International, 2008). The index varies between zero and ten, where zero denotes the most corrupt country and ten a corruption free country. The use of a country index can be justified by the fact that Structural Funds money is transferred from the EU through the national to the regional level. The Corruption index does not vary a great deal over time.

2.3. Estimation method

In order to test whether policy learning has occurred and, consequently, the returns of Structural Fund investment across the regions of the EU have increased between the second and third programming periods, we run Model (1) using a heteroscedasticity-robust fixed effects panel data estimation. The time periods covered correspond to the comparison between the two latest completed Cohesion Policy programming periods (1994-1999 and 2000-2006). This allows us to check whether the effect on growth of European structural expenditure varied between the periods.

The key independent variable of interest is the level of expenditure per capita of Structural Funds in each region of the EU15 for which complete sets of regional data are available for each programming period. In addition, we combine the variable of interest with an indicator of the level of economic development of the country a region belongs to (country's GDP per capita) or of the relative position of the region within a given country (ratio of regional to national GDP per capita). The aim of the use of this combination between Structural Fund expenditure and the level of development is to assess whether the returns of the Cohesion effort are affected by the level of development of the country or the region where the effort takes place. This leads to the estimation of two variations of Model (1), including in each one the country and the regional development interaction.

The relatively high volatility of both annual Structural Funds expenditure and regional GDP per capita growth may seriously affect the results. Hence, in order to minimize the impact of year-on-year volatility, we use three-year moving averages for all the variables included in the analysis. The use of the moving averages has also

the advantage of further reducing the problem of capturing a short-run demand effect of regional aid expenditure, as the average regional growth rates of GDP per capita during a period of three years are regressed on the average Structural Funds expenditure, level of development and indicator of the quality of institutions of the previous three year period, as well as on other control variables during the same period.

Given the need to make the regional sample perfectly comparable across period, only regions belonging to countries which joined the EU before 2004 and which were eligible for Structural Fund support during both programming periods are included in the analysis.

The regional sample comprises fundamentally NUTS2³ regions, although in some cases—and as a way to compare regions that are «reasonably large» in population size and «reasonably heterogeneous» in factor endowment» (Boldrin and Canova, 2001: 212)—the larger NUTS1 regions are used in a limited number of cases, namely Belgium, Germany⁴ and the United Kingdom. Furthermore, due to the lack of regional data, Denmark, Luxembourg and Ireland are excluded from the analysis. The regional sample includes a total of 133 regions⁵.

3. Analysis of results

Table 1 reports the results of estimating the models presented in the previous section. The table is divided into two sections. The three columns on the left hand side (regressions 1 to 3) present the results for the second programming period (1994-1999), while the results for the third programming period (2000-2006) are included in the three columns to the right (regressions 4 to 6).

The key result emerging from the estimation of the model for the second programming period (1994-1999) is the lack of association between regional structural funding expenditure and regional per capita economic growth, once factor endowments, initial conditions, and institutional quality are controlled for (Table 1, regressions 1, 2 and 3). None of the coefficients considering Structural Fund expenditure during the period 1994-1999 is significant. This applies when the Structural Funds expenditure is considered on its own (regression 1), as well as in combination with the level of wealth of a country (regression 2) or with the level of development of the region within a country (regression 3). The level of economic growth during this period is much more related to the initial wealth of a given region, its wealth relative to the rest of the country, its infrastructural endowment, its level of human capital, and

³ Nomenclature of Statistical Territorial Units level 2.

⁴ The analysis does not include the East German regions of Berlin DE3, Brandenburg DE4, Mecklenburg-Vorpommern DE8, Sachsen DED, Sachsen-Anhalt DEE and Thüringen DEG.

⁵ Due to data limitations the Italian regions of Provincia autonoma di Bolzano ITD1, Provincia autonoma di Trento ITD2 and the Finnish regions of Länsi Suomi FI19 and Åland FI20 are excluded from the analysis. Several ultraperipheral islands and exclaves are also excluded: Região Autónoma dos Açores PT20, Região Autónoma da Madeira PT30, Ciudad Autónoma de Ceuta ES63, Ciudad Autónoma de Melilla ES64, Canarias ES70, and Départments d’Outre-Mer FR9.

Table 1. Structural Funds expenditure and growth in European regions

<i>Dep variable: Growth of GDP per capita</i>	1994-1999			2000-2006		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Lagged regional GDP p.c.	-18.9524*** (2.2902)	-18.9842*** (2.3015)	-18.9479*** (2.2503)	-26.3054*** (4.9798)	-26.5018*** (4.9812)	-26.5549*** (4.9637)
Lagged regional GDP p.c. relative to national GDP p.c.	-0.0744* (0.0446)	-0.0741* (0.0448)	-0.0752* (0.0437)	0.1971 (0.1195)	0.2004* (0.1201)	0.1916 (0.1191)
Lagged structural funds expenditure p.c.	0.0206 (0.1338)			0.3694** (0.1706)		
Lagged structural funds expenditure p.c. * national GDP p.c.		0.0029 (0.0137)			0.0368** (0.0178)	
Lagged structural funds expenditure * regional GDP p.c. relative to national GDP p.c.			0.0002 (0.0011)			0.0033** (0.0016)
Infrastructure (motorways in km per km ²)	-42.6207*** (15.3770)	-42.5825*** (15.3735)	-42.6422*** (15.3411)	51.0176 (32.0544)	50.9235 (32.3193)	51.5033 (31.6104)
Education (% of people with tertiary education)	0.0571* (0.0324)	0.0567* (0.0324)	0.0571* (0.0320)	0.3827*** (0.0744)	0.3828*** (0.0745)	0.3809*** (0.0744)
Innovation (% of private R&D expenditure in regional GDP)	0.2120 (0.5624)	0.2112 (0.5629)	0.2133 (0.5598)	0.3295 (0.6973)	0.3322 (0.6993)	0.3203 (0.6950)
Lagged corruption perception index	0.3722*** (0.1134)	0.3724*** (0.1134)	0.371*** (0.1136)	0.063 (0.2745)	0.0672 (0.2740)	0.0068 (0.2858)
Constant	188.6956*** (19.4603)	188.9524*** (19.5483)	188.7372*** (19.2250)	225.5457*** (45.5318)	227.1426*** (45.4851)	229.1151*** (45.2803)
R ² within	0.4820	0.4820	0.4820	0.3130	0.3121	0.3145
R ² between	0.0999	0.0999	0.0998	0.3001	0.2990	0.2994
R ² overall	0.0789	0.0783	0.0783	0.1424	0.1419	0.1420
F	22.86	22.84	22.95	9.88	9.79	9.97
P > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of observations	532	532	532	399	399	399

Note: Heteroscedasticity and autocorrelation robust standard errors in parentheses below coefficients; ***, **, and * denote significance at the 1, 5 and 10% level, respectively.

the quality of its institutions (the level of corruption) (Table 1, regressions 1, 2 and 3). During this programming period, the negative and statistically significant coefficient on initial wealth points towards the existence of regional convergence across the EU. This convergence is reinforced by a weak, but nevertheless significant, level of within-country convergence. Institutions also matter. Lower levels of corruption are associated with higher levels of growth, once other factors are controlled for (Table 1). Human capital endowment is, as expected, positively associated to GDP per capita growth, while infrastructure—in line with studies by Vanhoudt *et al.* (2000), for a similar time period—has a negative and strongly significant association with economic performance. The level of innovation is the only control variable that is not significant.

These results are in line with much of the literature on the returns of structural policy intervention in the EU during the second programming period (*e. g.* Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004; Dall’erba and Le Gallo, 2008a; Esposti and Bussoletti, 2008), which tend to find either a very limited—or, in some cases, no influence whatsoever—of Structural Fund expenditure on regional growth performance across the EU. These results reinforce the idea that the 1989 reform of the Structural Funds, despite considerable improvements with respect to the pre-reform intervention, did not suffice on its own to bring the desired outcomes in terms of greater economic returns.

The results for the third programming period are in radical contrast with respect to the previous one. Between 2000 and 2006, Structural Fund expenditure had an impact on subsequent regional economic growth. The coefficient for the lagged structural fund expenditure per capita variable is positive and significant at the 5% level (Table 1, regression 4). However, this positive effect is uneven according to the level of wealth of a country where the funds are being spent and to the relative level of development of the region within the country. The returns of investment in cohesion tend to be greater, once other factors are controlled for, the wealthier the country (regression 5). They are also higher in better-off relative to worse-off regions within a country (regression 6). These changes in the sign and significance of the structural fund coefficients have a certain influence on the coefficients for all the other variables included in the model. First of all, they affect the level of within country convergence. While at the European level we still observe a degree of cross-country convergence, the limited within country convergence of the previous programming period disappears and is replaced by some level of divergence, which is only significant once the interaction between structural fund expenditure and the level of the development of the country is taken into account (Table 1, regression 5).

Another important change is related to the association between infrastructure endowment and growth. Our proxy for infrastructure endowment, which had a negative and significant relationship with economic growth in the previous programming period, becomes positive, albeit not significant, during the third programming period. By contrast, the impact of human capital is greatly enhanced. In line with similar studies (*e. g.* Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004; Brakman *et al.*, 2005; Rodríguez-Pose and Crescenzi, 2008), human capital emerges as the basic ingredient behind

European regional economic growth. The dimension of the impact of human capital on regional growth may also contribute to determine the lack of significance of our proxy of innovation. A decent endowment in human capital may determine the ability of any territory to generate and assimilate technology. Hence, greater investment in R&D may only yield significant returns in combination with a good level of human capital. In many lagging areas human capital shortages may therefore limit the potential returns of policies and actions aimed at improving the innovative capacity, making «the local social-economic conditions [...] a better predictor of economic growth than investment in R&D» (Rodríguez-Pose and Crescenzi, 2008: 60).

4. Conclusions and policy considerations

The analysis has been aimed at testing whether successive changes in how European Cohesion policy has been implemented across regions of Europe have led to improvements in the impact of Structural Fund expenditure on economic growth. The results presented in the previous subsection indicate that this has been the case: notwithstanding an increase in the management errors in the application of Structural Funds (Moreno Enguix *et al.*, 2012), there has been a marked improvement in the returns of investment in Structural Funds between the second and third programming periods. The constant scrutiny and feedback which are at the heart of the policy making process since the 1989 reform of the Structural Funds has created a learning process which, no doubt, has contributed to an improvement in the effectiveness of intervention. Internal introspection and external scrutiny have brought about a constant trickle of changes, such as a continuous constant drive towards reinforcing priorities, a greater emphasis over the years on human capital and innovation, often at the expense of infrastructure investment, a persistent push towards increasing the quality of the design and the delivery of policy, greater attention to local, place-based, conditions, and a strengthening of the system of governance and policy, which are possibly at the root of the increasing returns of the policy with time. The growing concentration of funds in areas with the greatest level of disadvantage may have brought the level of investment over the threshold where significant differences can be made (Garrido Yserte *et al.* 2007). Learning processes may have also resulted in a more appropriate expenditure of the Cohesion funds, due to a progressive shift in their expenditure priorities. The gradual move from direct support of firms and transport infrastructure—which yielded limited returns in previous programming periods (Rodríguez-Pose and Fratesi, 2004)—towards other forms of infrastructure and human resources (European Commission, 2001b: 56) may have also contributed to this greater effectiveness.

The strengthening of the principle of partnership is another potential factor behind improvements over time. Partnership implies a greater involvement in the process by local and regional administrations and this requires a learning process. It might just be the case that, under a more decentralised framework for the implementation of European cohesion policy, regional and local administrations may have taken some

time to adapt to the new requirements endorsed in the 1989 reform of the Structural Funds (Molle, 2007: 194-196). Gradual improvements in the capacity of local and regional administrations are certain to have led to a better implementation and management of the policy and to the higher returns observed on the third programming period relative to the second. A process of institutional learning at capacity building linked to the European cohesion effort will have contributed to a more efficient use of the available funds. A final explanation of the greater effectiveness of the effort may be a greater emphasis on results and the improvements in the monitoring of expenditure in successive programming periods.

However, not all the results point in the direction that the learning processes associated to the implementation of the European cohesion policy have yielded greater returns. The European territorial development effort still works better —once other factors are controlled for— in richer than in poorer countries and in wealthy, rather than in lagging regions within countries. This result, to a certain extent, could be expected. Concentrations of knowledge and human capital and the greater accessibility of agglomerated areas is likely to generate increasing returns to scale which would favour advanced areas to the detriment of lagging ones. Because core areas have got greater comparative advantages, the returns of cohesion investment are likely to be greater in richer states and better off regions than in lagging areas. However, the increasing concentration of intervention in those regions with the greatest need may be a force that would counterbalance this tendency in the medium term. In any case, as pointed out by Begg (2008), European Cohesion policy is likely to have a hard time in trying to achieve simultaneously greater cohesion and better overall economic performance, by improving the innovative capacity and performance of lagging areas through the implementation of the Lisbon and the Europe 2020 agendas. As Begg underlines, «there is a danger that too great a “Lisbonisation” of Cohesion policy will result in inappropriate policy choices, and may also undermine equity considerations» (Begg, 2008: 7). All in all, a European regional policy more focused on Lisbon objectives can have a positive effect on improving overall competitiveness of the EU. However, it is unclear whether, at the same time, it can contribute to its stated goal of achieving greater economic, social and territorial cohesion across European regions.

References

- Antunes, M., and Soukiazis, E. (2005): «Two speed of regional convergence in Portugal and the importance of structural funds on growth», *Paper presented at the 4th Annual Meeting of the EEFS*, 19-22 May, Coimbra.
- Armstrong, H. W. (1995): «An Appraisal of the Evidence from Cross-Sectional Analysis of the Regional Growth Process within the European Union», in Vickerman, R. W., Armstrong, H. W. (eds.), *Convergence and Divergence Among European Regions*, Pion Limited, London, pp. 40-65.
- Armstrong, H., and Taylor, J. (2000): *Regional Economics and Policy*, 3rd edition, Blackwell, Oxford.

- Bachtler, J., and Gorzelak, G. (2007): «Reforming EU Cohesion Policy. A Reappraisal of the Performance of the Structural Funds», *Policy Studies*, 28 (4), pp. 309-326.
- Barca, F. (2009): *An Agenda for a Reformed Cohesion Policy. A Place-Based Approach to Meeting European Union Challenges and Expectations*, European Commission, Brussels.
- Begg, I. (2008): «Structural policy and economic convergence», *CESifo Forum*, 9 (1), pp. 3-9.
- Boldrin, M., and Canova, F. (2001): «Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, 32, pp. 207-253.
- (2003): «Regional policies and EU enlargement», *CEPR discussion paper*, No. 3744, CEPR, London.
- Bouvet, F. (2005): *European Union regional policy: Allocation determinants and effects on regional economic growth*, http://www.econ.ucdavis.edu/graduate/fbouvet/job_market.pdf.
- Brakman, S.; Garretsen, H. Goerter; J. van der Horst, A., and Schramm, A. (2005): «New Economic Geography, Empirics, and Regional Policy», *CPB Special publication*, No. 56, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, The Hague.
- Bussoletti, S., and Esposti, R. (2004): «Regional convergence, structural funds and the role of agriculture in the EU. A panel-data approach», *Università Politecnica delle Marche, Dipartimento di Economia*, Working Paper, 220.
- Cámara, A., and Marcos, M. A. (2009): «Análisis del impacto de los Fondos Europeos 2000-2006 en la Comunidad de Madrid a partir de la matriz de contabilidad social del año 2000», *Investigaciones Regionales*, 16, pp. 71-92.
- Cancelo, J. R.; Faiña, J. A., and López-Rodríguez, J. (2009): «Measuring the Permanent Impact of European Structural Funds on Peripheral Objective 1 Regions: The Case of Galicia», *European Planning Studies*, 17(10), pp. 1535-1558.
- Cappelen, A.; Castellacci, F.; Fagerberg, J., and Verspagen, B. (2003): «The impact of EU regional support on growth and convergence in the European Union», *Journal of Common Market Studies*, 41 (4), pp. 621-644.
- Crescenzi, R. (2009): «Undermining the Principle of Concentration? European Union Regional Policy and the Socio-economic Disadvantage of the European Regions», *Regional Studies*, 43 (1), pp. 111-133.
- Crescenzi, R., and Rodríguez-Pose, A. (2012): «Infrastructure and regional growth in the European Union», *Papers in Regional Science*, 91, pp. 487-513.
- Cuadrado-Roura, J. R. (2010): «Regional growth and regional policies: Lessons from the Spanish experience», in Cuadrado-Roura, J. R. (ed.) *Regional policy, economic growth and convergence. Lessons from the Spanish case*, Springer, Heidelberg, pp. 285-311.
- Dall'erba, S.; Guillain, R., and Le Gallo, J. (2009): «Impact of Structural Funds on Regional Growth: How to reconsider a 9 Year-Old Black-Box?», *Région et Développement*, 30, pp. 77-99.
- Dall'erba, S., and Le Gallo, J. (2008a): «Regional convergence and the impact of structural funds over 1989—1999: a spatial econometric analysis», *Papers in Regional Science*, 87, pp. 219-244.
- (2008b): «The Impact of EU Regional Support on Growth and Employment», *Czech Journal of Economics and Finance*, 57, pp. 324-340.
- De la Fuente, A. (2003): «The effect of Structural Fund spending on the Spanish regions: an assessment of the 1994-99 Objective 1 CSF», *Working Paper 2003-11*, FEDEA, Madrid.
- Drevet, J.-F. (2008): *Historie de la politique régionale de l'Union européenne*. Belin, Paris.
- Ederveen, S.; de Groot, H. L., and Nahuis, R. (2006): «Fertile Soil for Structural Funds? A Panel Data Analysis of the Conditional Effectiveness of European Cohesion Policy», *Kyklos*, 59, pp. 17-42.
- Ederveen, S.; Gorter, J.; de Mooij, R., and Nahuis, R. (2003): «Funds and games. The economics of European cohesion policy», *ENEPRI Occasional paper*, No. 3, European Network of Economic Policy Research Institutes, The Hague.

- Esposti, R., and Bussoletti, S. (2008): «Impact of Objective 1 Funds on Regional Growth Convergence in the European Union: A Panel-data Approach», *Regional Studies*, 42 (2), pp. 159-173.
- Esteban, M.; Rodríguez, A.; Moreno, J.; Altuzarra, A., and Larrañaga, J. (2009): «La evaluación de la Política Regional Europea. Análisis empírico de las metodologías aplicadas», *Investigaciones Regionales*, 14, pp. 157-184
- European Commission (1996): *First report on economic and social cohesion*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- (2001a): *Unity, solidarity and diversity for Europe, its people and its territory. Second report on economic and social cohesion*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- (2001b): *Unity, solidarity and diversity for Europe, its people and its territory. Second report on economic and social cohesion. Statistical Annex*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- (2004): *A new partnership for cohesion: Convergence, competitiveness, cooperation. Third report on economic and social cohesion*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- (2007): *Growing regions, growing Europe. Fourth report on economic and social cohesion*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- (2010): *Investing in Europe's future. Fifth report on Economic, Social and Territorial Cohesion*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Freitas, M. de; Pereira, F., and Torres, F. (2003): «Quality of national institutions and Objective 1 status», *Intereconomics*, September/October, pp. 270-275.
- García-Milá, T., and McGuire, T. (2001): «Do interregional transfers improve the economic performance of poor regions? The case of Spain», *International Tax and Public Finance*, 8, pp. 281-295.
- Garrido Yserte, R.; Mancha Navarro, T., and Cuadrado Roura, J. R. (2007): «La Política Regional y de Cohesión en la Unión Europea: veinte años de avance y un futuro nuevo», *Investigaciones Regionales* 10, 239-266.
- Gripaios, P.; Bishop, P.; Hart, T., and McVittie, E. (2008): «Analysing the impact of Objective 1 funding in Europe: a review», *Environment and Planning C: Government policy*, 26 (3), pp. 499-534.
- Mancha-Navarro, T., and Garrido-Yserte, R. (2010): «The evolution of Spanish regional Policy, 1977-2008», in Cuadrado-Roura, J. R. (ed.) *Regional policy, economic growth and convergence. Lessons from the Spanish case*, pp. 53-79. Springer, Heidelberg.
- Midelfart-Knarvik, K. H., and Overman, H. G. (2002): «Delocation and European integration: Is structural spending justified?», *Economic Policy*, 17 (35), pp. 322-359.
- Mohl, P., and Hagen, T. (2010): «Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches», *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), pp. 353-365.
- Molle, W. (2007): *European Cohesion Policy*, Routledge, London.
- Moreno Enguix, M. R.; Renart, M. A., and Vidal Hernández-Mora, J. A. (2012): «Política regional europea: Análisis de los informes de gestión de los fondos estructurales 2000-2006», *Investigaciones Regionales*, 22, pp. 35-56.
- Percoco, M. (2005): «The impact of structural funds on the Italian Mezzogiorno, 1994-1999», *Région et Développement*, 21, pp. 141-152.
- Puigcerver-Peñalver, M. (2004): «The impact of structural funds policy on European regions growth. A theoretical and empirical approach», *European Journal of Comparative Economics*, 4 (2), pp. 179-208.
- Rodríguez-Pose, A. (1999): «Convergence or divergence? Types of regional responses to socio-economic change», *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 90, pp. 363-378.

- Rodríguez-Pose, A., and Crescenzi, R. (2008): «R&D, spillovers, innovation systems and the genesis of regional growth in Europe», *Regional Studies*, 42(1), pp. 51-67.
- Rodríguez-Pose, A., and Fratesi, U. (2004): «Between development and social policies: the impact of European Structural Funds in Objective 1 regions», *Regional Studies*, 38(1), pp. 97-113.
- Sosvilla-Rivero, S. (2010): «Macroeconomic effects of the European Cohesion policy in the Spanish economy», in Cuadrado-Roura, J. R. (ed.) *Regional policy, economic growth and convergence. Lessons from the Spanish case*, Springer, Heidelberg, pp. 85-101.
- Sosvilla-Rivero, S.; Bajo-Rubio, O., and Díaz-Roldán, C. (2006): «Assessing the effectiveness of the EU's regional policies on real convergence: An analysis based on the HERMIN model», *European Planning Studies*, 14(3), pp. 383-396.
- Sosvilla-Rivero, S., and Cuadrado-Roura, J. R. (2009): *Evaluation of regional policies: Macroeconomic effects of Structural Funds. An application to the Spanish case. First Conference of the Regional Science of the Americas*, Cartagena, Colombia, February, 12-13, 2009.
- Transparency International (2008): *The Methodology of Corruption Perception Index 2008*, http://www.transparency.org/policy_research/surveys_indices/cpi/2008/methodology.
- Vanhoudt, P.; Mathä, T., and Smid, B. (2000): «How productive are capital investments in Europe?», *EIB Papers*, 5: 81-105.

Localización y productividad de la empresa española*

Adelheid Holl **

RESUMEN: Este artículo presenta un análisis exploratorio de la relación que existe entre la localización de una empresa y su productividad. El estudio distingue dos características de localización medidas a nivel municipal: la aglomeración local, medida a través de la densidad de población, y el acceso a mercados, basado en un índice de potencial de mercado. Los resultados muestran una relación positiva y significativa de la productividad de las empresas, y tanto la densidad de población como el potencial de mercado. Además, mientras que la productividad de las empresas es mayor en las áreas urbanas, en municipios fuera de las áreas urbanas la asociación estadística en sección cruzada entre el potencial de mercado y la productividad parece mayor.

Clasificación JEL: D24; R12; R3; R4.

Palabras clave: localización; aglomeración; potencial de mercado; productividad.

Firm location and productivity in Spain

ABSTRACT: This paper presents an exploratory analysis of the relation between where a firm is located and its productivity. The analysis distinguishes two location characteristics measured at the municipality level: local agglomeration measured by population density and access to markets captured through market potential. The results show a significant positive relation between both local population density and market potential and firm-level productivity. The results further indicate that while productivity is higher in urban areas, the cross-sectional association between market potential and firm-level productivity appears higher outside urban areas.

JEL Classification: D24; R12; R3; R4.

Keywords: location; agglomeration; market potential; productivity.

* *Agradecimientos:* este estudio recibió financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación como parte del proyecto «Accesibilidad y producción en el sector privado: un análisis con microdatos de panel» [SEJ2006-08063] y de un contrato «Ramón y Cajal». También se agradece la financiación recibida a través del proyecto ECO2010-17485, Ministerio de Ciencia e Innovación.

** Instituto de Políticas y Bienes Públicos (IPP). CSIC - Consejo Superior de Investigaciones Científicas. C/ Albasanz, 26-28, 28037 Madrid. e-mail: a.holl@csic.es.

Recibido: 3 de enero de 2012 / Aceptado: 1 de febrero de 2013.

1. Introducción

Para los economistas y los políticos, la productividad del sector privado reviste gran importancia puesto que guarda una relación estrecha con el crecimiento económico y la competitividad tanto regional como nacional. La literatura existente sobre la productividad ha documentado, incluso para empresas del mismo sector, importantes diferencias de productividad entre empresas localizadas en diferentes ubicaciones. Las empresas de los sectores con mayor productividad se encuentran a menudo situadas en zonas urbanas densamente pobladas. No obstante, una mayor densidad de actividad económica puede permitir a las empresas operar de forma más eficiente, ahorrar costes y mejorar la adecuación entre la oferta y la demanda de trabajo. El motivo fundamental enunciado en el trabajo seminal de Marshall (1920) es que el hecho de tener un mayor número de empresas alrededor genera externalidades positivas en términos de *spillovers* de conocimiento, puesta en común de recursos de mercado de trabajo e intercambio de *inputs*, lo que se traduce en una mejora de la productividad de las empresas. Al mismo tiempo, estas ventajas provenientes de la mayor densidad local se ven afectadas por la infraestructura de transporte. Las mejoras en la infraestructura de transporte y el consiguiente aumento de la accesibilidad a otros mercados pueden ampliar el alcance espacial sobre el cual las empresas aprovechan las ventajas que ofrece la aglomeración (Graham, 2007a; 2007b).

El presente artículo presenta un estudio exploratorio sobre cómo las características de localización de las empresas están relacionadas con la productividad de las empresas en el sector manufacturero español. Para ello, se estudian dos características específicas. En primer lugar se analiza la relación entre productividad y la densidad de población local. La densidad de la población local es un indicador tradicional que se ha utilizado como medida de las economías de aglomeración. En segundo lugar, además del tamaño de la economía local en la que se encuentre ubicado un establecimiento, importa también el coste, condicionado por la infraestructura de transporte, de llegar a mercados ubicados en otros lugares. Con el fin de capturar esta dimensión, se calcula un índice de potencial de mercado. Este índice se calcula a escala municipal en el territorio peninsular de España y está basado en la red viaria de transporte.

Este artículo complementa el trabajo de Holl (2012) donde se analiza la relación entre productividad y potencial de mercado para empresas manufactureras españolas utilizando datos de la Encuesta de Estrategias Empresariales (ESEE). Puesto que la ESEE no proporciona la localización de las empresas a nivel municipal, Holl (2012) mide el efecto del potencial de mercado agregado por región y tamaño del municipio. En el presente artículo se utiliza una fuente de información de empresas alternativa. En concreto, se utiliza la base de datos SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos), que permite establecer una relación directa entre las empresas y el municipio en el que se encuentran ubicadas y, por tanto, relacionar las empresas con las características de localización a nivel municipal. Por tanto, en este estudio se puede tener en cuenta tanto el potencial de mercado, que tiene en cuenta la infraestructura

de transporte y sus mejoras, como la aglomeración local. Además, el mayor detalle en la información sobre localización permite verificar si existen diferencias entre las empresas ubicadas en zonas urbanas y rurales en la relación de la productividad con la densidad de la población local y el potencial de mercado.

El artículo está estructurado como sigue. En la siguiente sección se ofrece una breve revisión de la literatura más relevante. En la sección 3 se presentan los datos, las estimaciones y se explican las variables utilizadas para el análisis empírico. En la sección 4 se presentan los resultados de las estimaciones empíricas. Por último, en la sección 5, se exponen las conclusiones del estudio.

2. Localización y productividad: el papel de la aglomeración local y de la infraestructura de transporte

En la actualidad existe una amplia literatura que pone de manifiesto que las empresas son más productivas en las zonas urbanas más grandes y más densamente pobladas. Esta literatura relaciona este hecho con las economías de aglomeración (Marshall, 1920) de las que se pueden beneficiar las empresas ubicadas en las aglomeraciones urbanas.

En un análisis realizado para los EEUU, Ciccone y Hall (1996) señalan que una mayor densidad de empleo repercute en un incremento de la productividad del trabajo. Ciccone (2002) y Brühlhart y Mathy (2008) aportan pruebas de que en las regiones europeas la productividad es mayor en aquellas regiones con mayor densidad de empleo. Utilizando datos a nivel de establecimiento para EEUU, Henderson (2003) llega a la conclusión de que, en el caso de los sectores de maquinaria y de alta tecnología, el número de establecimientos del mismo sector presentes en un mismo condado mejora la productividad. En un análisis con empresas francesas, Martin *et al.* (2011) ponen de manifiesto la existencia de un efecto positivo del empleo en el mismo sector y en la misma zona geográfica. Asimismo, Combes *et al.* (2010) muestran que la densidad del empleo local mejora la productividad entre las empresas francesas. Utilizando también datos referentes a Francia, Combes *et al.* (2012) encuentran que los establecimientos ubicados en ciudades de mayor tamaño son más productivos que los situados en otros lugares.

En la mayor parte de esta literatura se utilizan medidas que toman como referencia la ciudad o la región para cuantificar los beneficios de la aglomeración. Dado que, en general, las ciudades y las regiones no son islas aisladas y que sus áreas de influencia son importantes, los límites administrativos no limitan necesariamente sus economías de aglomeración. Sin embargo, estas economías de aglomeración sí están condicionadas por costes de transporte relacionados con la infraestructura de transporte.

En este contexto, las mejoras de la infraestructura de transporte reducen el coste de interacción entre empresas y pueden ampliar el ámbito espacial en el que las economías de aglomeración benefician a las empresas. Por ello, importa no sólo la

aglomeración local en sí, sino también la infraestructura de transporte que conecta las diferentes localizaciones.

Venables (2007) propone un modelo que representa formalmente la relación existente entre la infraestructura del transporte y la aglomeración. Las mejoras del transporte reducen el coste y aumentan el potencial de interacción al acercar a los agentes económicos, por lo que pueden potenciar las ventajas de las economías de aglomeración e inducir así incrementos de la productividad. Graham (2007a; 2007b) y Graham y Kim (2008) defienden que el principal beneficio de la mejora de la infraestructura del transporte es que aumenta la accesibilidad a un mayor número de agentes económicos y de ese modo modifica la «densidad efectiva» de la que se derivarán las economías de aglomeración.

El papel de la infraestructura del transporte y de las externalidades espaciales que genera se puede apreciar utilizando el concepto de potencial de mercado. El concepto fue introducido por Harris (1954), que argumentaba que el potencial de mercado en un lugar determinado depende de la suma del poder de adquisición de todos los lugares, ponderados por una función de la distancia al lugar original. Desde entonces, el concepto de potencial de mercado se ha utilizado en numerosos estudios empíricos como variable *proxy* de la demanda de mercado. Fujita *et al.* (1999) proporcionan fundamentos teóricos del concepto y muestran que se puede dar al potencial de mercado una interpretación formal a través de los modelos de la *nueva geografía económica*. También en el marco de la *nueva geografía económica*, Hanson (2005) deriva una función aumentada del potencial de mercado. El concepto de potencial de mercado resulta sumamente atractivo, pues guarda relación con el hecho de que el volumen de interacciones económicas, como por ejemplo las relaciones comerciales, entre diferentes lugares, disminuye con su distancia. Aunque se han utilizado diferentes versiones del concepto como herramienta aplicada en la *nueva geografía económica*, muchos estudios se han basado en la versión de Harris (1954) de la medida del potencial de mercado en su forma reducida (Davis y Weinstein, 2001; Crozet *et al.*, 2004; Brühlhart *et al.*, 2004; Ottaviano y Pinelli, 2006). Head y Mayer (2004, 2006) concluyen que esta medida reducida se comporta bien en comparación con otras más complejas pero supuestamente más atractivas por ser medidas derivadas de los modelos de la *nueva geografía económica*. Los estudios empíricos que utilizan el concepto de potencial de mercado ofrecen resultados interesantes. Por ejemplo, se ha encontrado en diversos estudios que un potencial de mercado mayor eleva la renta y los precios de los factores (Redding y Venables, 2004; Hanson, 2005; Head y Mayer, 2004, 2006).

También existen estudios recientes que muestran que existe un efecto positivo del potencial de mercado sobre la productividad de las empresas (Graham, 2007a; Graham y Kim, 2008; Combes *et al.*, 2010). Sin embargo, entre esta literatura sólo algunos estudios han utilizado un indicador de potencial de mercado basado en la infraestructura de transporte. En un análisis transversal de las empresas del sector manufacturero de la India, Lall *et al.* (2004) llegan a la conclusión de que el acceso a los mercados es un importante factor determinante de la productividad de las empresas. Graham (2007b) estima funciones de producción *translog* para las empresas bri-

tánicas y muestra que el potencial de mercado tiene efectos positivos para la mayor parte de los sectores de servicios, así como de manufacturas. Holl (2012) utiliza datos longitudinales tanto de la productividad como del potencial de mercado para España para el periodo 1991-2005 y muestra la existencia de un impacto positivo y significativo del potencial de mercado en la productividad de las empresas manufactureras. Gibbons *et al.* (2012) estudian los efectos de las mejoras en la red de carreteras en Inglaterra entre 1998 y 2007 y también encuentran un efecto positivo del potencial de mercado sobre la productividad de las empresas.

Las dos características de la localización claves que se analizarán en este artículo son la aglomeración local y el potencial de mercado calculado a partir de la red vial de infraestructura de transporte. La utilización de información a nivel municipal permite además investigar si existen diferencias para empresas ubicadas en áreas urbanas en comparación con las empresas ubicadas fuera de estas zonas.

3. Datos, ecuación de estimación y definición de variables

3.1. Datos

La base de datos utilizada para calcular la productividad en las empresas es la base de datos SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos). Dicha base de datos, generada por INFORMA y Bureau Van Dyck, contiene información financiera de más de 1,2 millones de empresas españolas, de las que algo más de 165.000 pertenecen al sector manufacturero. Esta base de datos contiene información exhaustiva de los balances de situación y otras características de las empresas, así como datos detallados relativos a la localización de cada compañía. Además, incluye prácticamente toda la población empresarial, pues solamente quedan excluidas las microempresas.

Las empresas que poseen varias plantas no se pueden incluir en el análisis empírico puesto que, con la información disponible en la base de datos SABI, no es posible realizar correctamente la asignación de los valores económicos a las diferentes plantas de este tipo de empresas. Al depurar el conjunto de datos, también se han eliminado las observaciones sin información o información errónea (es decir, datos nulos o negativos) sobre el valor añadido, el empleo, y el activo total. La muestra resultante se compone de un panel no balanceado de 82.066 empresas manufactureras y más de 370.000 observaciones para los años 1997-2005.

El cuadro A1 del apéndice proporciona información sobre la distribución de las empresas por año en la muestra final utilizada para las estimaciones.

3.2. Ecuación de estimación y definición de variables

Para la estimación se utiliza una ecuación de forma reducida en la que la productividad en el año t de la empresa i , que opera en el sector industrial s y se encuentra

ubicada en la provincia p , es una función de características observadas específicas de empresa (c_{it}), y municipio (m_{jt}) de su ubicación, efectos fijos de sector, s_s , efectos fijos de provincia, p_p , y efectos fijos anuales γ_t , además de un efecto que varía con el tiempo inobservado y exclusivo de cada empresa, e_{ispt} :

$$\log prod_{ispt} = \alpha + \beta_1 c_{it} + \beta_2 m_{jt} + s_s + p_p + \gamma_t + e_{ispt} \quad (1)$$

La productividad de la empresa, $prod$, es la productividad media del trabajo calculada como el valor añadido real dividido por el número total de trabajadores¹. Es una medida estándar de la productividad del trabajo. Entre las variables de control de las empresas se incluyen el activo total por empleado, $tassets$ (que captura la intensidad de capital)², el número total de empleados, $labour$ (que controla por los efectos del tamaño de las empresas), y la antigüedad de la compañía, age ³. Los efectos fijos de sector, recogidos en variables *dummies* basadas en la CNAE 2009 a cuatro dígitos, permiten controlar la diferente distribución sectorial de empresas en las diversas ubicaciones. Las estimaciones incluyen además efectos fijos anuales y efectos fijos de provincias con el objetivo de controlar los efectos comunes que varían con los periodos y los efectos específicos de las diferentes regiones. Puesto que en España las provincias guardan una relación bastante estrecha con las áreas de mercado laboral y que las zonas que presentan un capital humano relativamente mejor desarrollado tienen mayores probabilidades de albergar empresas con mayor productividad del trabajo, la inclusión de los efectos fijos de provincia permite capturar todos los efectos sobre la productividad de las empresas de esas características no observadas y constantes en el tiempo que son comunes a las áreas del mercado laboral.

Las principales variables de interés de este artículo son las variables de localización relacionadas con el municipio en el que está ubicada la empresa. La primera variable analizada es la densidad de población del municipio, $popdens$, que refleja las ventajas de la aglomeración local. El uso de variables de densidad en la literatura especializada es habitual, y en la mayor parte de los estudios que las utilizan se llega a la conclusión de que la densidad influye positivamente en la productividad. Sin embargo, los beneficios de aglomeración no se circunscriben necesariamente a los límites administrativos de los municipios. Con el fin de tener en cuenta tanto los beneficios de la localización más allá del propio municipio como el papel de la infraestructura de transporte, se calcula el potencial de mercado, mp , como el acceso medio a otros mercados a través de la red viaria ponderado por el tamaño de estos mercados.

$$mp_{jt} = \sum_{k \in L_{S73}} \frac{pop_{kt}}{d_{jkt}} \quad (2)$$

¹ El valor añadido se deflactó utilizando datos de EU KLEMS (<http://www.euklems.net>) sobre índices de precios del valor añadido bruto referidos a España.

² El activo total se deflactó utilizando datos de EU KLEMS sobre índices de precios de la formación bruta de capital fijo referidos a España.

³ La selección de las variables de control se basa en la literatura existente sobre los factores que influyen en la productividad de las empresas y en la disponibilidad de información en la base de datos SABI.

En concreto, mp_{jt} para el municipio j es la suma de las poblaciones de todos los demás municipios en el conjunto de destino L573 descontadas por la distancia al municipio j . El conjunto de destino L573 asimismo se define como las 573 mayores ciudades de la España peninsular e incluye todas las ciudades con más de 10.000 habitantes. Dicho conjunto abarca más del 75% de la población total peninsular española. d_{jk} es la distancia, medida en minutos, entre los municipios j y k y está basada en los tiempos de recorrido en el trayecto más corto utilizando la red viaria real. Por tanto, esta medida refleja el papel de la infraestructura de transporte como facilitadora de la interacción entre agentes económicos (Bruinsma y Rietveld, 1998) y su proximidad geográfica (Torre y Rallet, 2005).

Como variable alternativa, se calcula el potencial total de mercado (tmp) que incluye en un único indicador la densidad de población del propio municipio más la suma, descontada según la distancia, de la población de los otros municipios del conjunto de destino.

$$tmp_{jt} = pob_j / radio \sum_{k \in L_{573}} \frac{pob_{kt}}{d_{jkt}} \quad (3)$$

Adicionalmente se desea comprobar si la relación de la densidad de población y del potencial de mercado con la productividad de las empresas presenta diferencias entre las zonas urbanas y las rurales. Para ello, se crea una variable *dummy*, *urban*, que toma el valor 1 si el municipio en el que está ubicada la empresa forma parte de un área urbana tal y como se define en la metodología AUDES elaborada por Ruiz (2010)⁴. El cuadro 1 muestra estadísticas descriptivas para las variables utilizadas en el análisis empírico y el cuadro A2 del apéndice proporciona la matriz de correlaciones.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de las principales variables

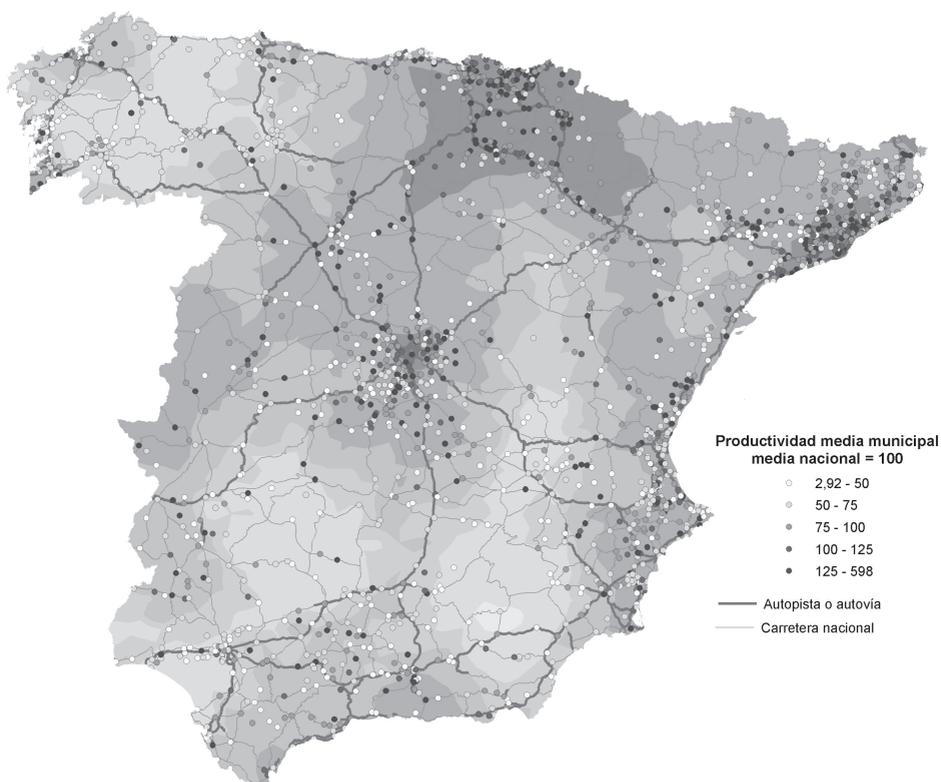
Nombre de la variable	Definición	Mean	Std.Dev
prod	Valor añadido deflactado (miles de euros) dividido por el número total de empleados	29,1	92,8
tassets	Total activo deflactado (miles de euros) por empleado	9.748,6	88.560,7
labour	Número total de empleados	17,6	93,2
age	Años desde la creación de la empresa	11,0	9,5
popdens	Población total del municipio dividido por superficie del municipio en metros cuadrados	2.158,7	3.878,5

⁴ Para obtener información sobre la metodología AUDES, véase <http://alarcos.esi.uclm.es/per/fruiz/audes/index.htm>.

Cuadro 1. (continuación)

<i>Nombre de la variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Mean</i>	<i>Std.Dev</i>
mp	Potencial de mercado (véase ecuación 2)	235.341,9	114.767,1
tmp	Potencial total de mercado (véase ecuación 3)	269.760,5	150.071,9
urban	<i>Dummy</i> = 1 si el municipio forma parte de un área urbana según la definición de Ruiz (2010).	0,745	0,436

La figura 1 da una primera ilustración de la distribución espacial de la productividad del trabajo en España para el año 2001. El mapa muestra la productividad media del trabajo en todos los municipios que cuentan con empresas manufactureras incluidas en la muestra. La productividad media del trabajo en los distintos municipios se muestra superpuesta a un mapa continuo de superficie creado a partir de los puntos

Figura 1. Productividad del trabajo - media municipal 2001

Fuente: Elaboración propia utilizando datos SABI.

de la muestra analizados. Como puede observarse, la productividad media del trabajo es mayor en las grandes aglomeraciones urbanas y en sus zonas circundantes, y también en las zonas industriales del norte y el nordeste del país. Este resultado sobre la distribución espacial de la productividad concuerda con los análisis existentes a nivel provincial, por ejemplo, en Martínez-Galarraga *et al.* (2008), Maté Sánchez-Val *et al.* (2009), y Maté Sánchez-Val y Madrid-Guijarro (2011).

Es bien sabido, sin embargo, que esta medida de la productividad media del trabajo en una localización se ve poderosamente afectada por la distribución sectorial de las empresas. Los sectores de productividad alta y baja exhiben una distribución espacial diferente. En concreto, las zonas urbanas y rurales presentan estructuras productivas muy distintas. Por tanto, al analizar las diferencias de productividad en el espacio es fundamental tener en cuenta los efectos específicos de los sectores.

4. Resultados

Los cuadros 2 a 4 presentan los resultados de la estimación. En el cuadro 2 se presentan los resultados de la regresión OLS entre la productividad del trabajo y las variables de control de las empresas, la densidad de la población local y el potencial

Cuadro 2. Estimaciones OLS del efecto de la densidad de población local y el potencial de mercado sobre la productividad del trabajo a nivel de empresas

Variable dependiente: log (prod)

	(1)	(2)	(3)	(4)
log (tassets)	0,400***	0,400***	0,398***	0,392***
	(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
log (labour)	0,054***	0,053***	0,043***	0,038***
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)
log (age)	0,044***	0,046***	0,050***	0,046***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
log (popdens)	0,021***	0,021***	0,016***	0,007***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,002)
log (mp)	0,102***	0,106***	0,085***	0,061***
	(0,015)	(0,016)	(0,013)	(0,010)
Efectos fijos años	N	S	S	S
Efectos fijos sector	N	N	S	S
Efectos fijos provincia	N	N	N	S
Observaciones	374.674	374.674	374.674	374.674
R-cuadrado	0,411	0,412	0,441	0,456

Nota: Errores estándares robustos al clustering a nivel municipal se presentan entre paréntesis. Coeficientes significativos se indican con ***, **, *, para el nivel de significatividad a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

de mercado. Los resultados de la columna (1) muestran que la productividad del trabajo es, en media, mayor tanto en las empresas con mayor intensidad de capital como en las empresas más grandes. Las empresas con mayor antigüedad también presentan en promedio una productividad del trabajo más elevada. En cuanto a las características de localización, tanto la densidad de la población local como el potencial de mercado obtienen un coeficiente positivo y significativo, lo que indica que las empresas más productivas están en promedio ubicadas en zonas con mayor densidad de población local y un potencial de mercado superior. En la columna (2) se añaden los efectos fijos anuales. La columna (3) incluye además los efectos fijos del sector, y la columna (4) incluye los efectos fijos anuales, los del sector y los de la provincia. Los resultados ponen de manifiesto que siendo estos controles importantes, no modifican en lo sustancial los resultados relativos a la localización: las variables de localización siguen siendo significativas, aunque la magnitud de su relación con la productividad se estima menor. Una duplicación de la densidad de población local se relaciona con un incremento del 0,7% en la productividad del trabajo, mientras que una duplicación del potencial de mercado se relaciona con un incremento del 6,1%.

En comparación con el potencial de mercado, el coeficiente asociado a la densidad de población local es mucho menor. También es menor que lo que generalmente se ha calculado en la literatura correspondiente⁵. En su estudio de la literatura, Rosenthal y Strange (2004), por ejemplo, concluyen que la productividad aumenta entre un 3% y un 8% cuando se duplica la densidad de población regional. Combes *et al.* (2011) estiman un intervalo que oscila entre el 2% y el 5%. El menor coeficiente de la densidad de población municipal en el presente estudio probablemente se debe al hecho de que los municipios españoles son unidades geográficas de tamaño muy pequeño. A este nivel espacial tan detallado, la localización podría capturar únicamente una parte de los beneficios que aporta la aglomeración económica a la productividad. Esto sugiere que a la hora de utilizar unidades administrativas espaciales, el nivel de agregación geográfica utilizado es importante. Por el contrario, el potencial de mercado tiene en cuenta los desbordamientos espaciales que trascienden los límites de la unidad espacial a través de las infraestructuras de transporte y sus mejoras a lo largo del tiempo.

El cuadro 3 muestra los resultados obtenidos con el potencial total de mercado, es decir, la medida que tiene en cuenta tanto la componente local como la no-local en un mismo indicador (en lugar de tratar la densidad de población local y el potencial de mercado por separado). Los resultados son muy similares. Los coeficientes asociados al potencial total de mercado son ligeramente superiores a los registrados en el caso del potencial del mercado basado únicamente en el acceso a la población de otras regiones. El coeficiente de la columna (4) sugiere que cuando se duplica el potencial total de mercado, la productividad del trabajo aumenta un 6,8%. En términos generales, las estimaciones son similares a las obtenidas por Holl (2012) al medir el efecto del potencial total de mercado sobre la productividad del trabajo; además, concuerdan con las conclusiones recogidas en la literatura (Combes *et al.*, 2009; Melo *et al.*, 2009;

⁵ Si no se incluye el potencial de mercado en las estimaciones, se obtiene un coeficiente de 0,010 para la densidad de la población local, por lo que sólo es ligeramente superior.

Puga, 2010; Combes *et al.*, 2011) y ponen de relieve que la productividad guarda una relación significativa con las características de localización de las empresas y el papel específico de las economías de aglomeración y la infraestructura de transporte.

Cuadro 3. Estimaciones OLS del efecto de potencial total de mercado sobre la productividad del trabajo a nivel de empresas

Variable dependiente: log (prod)

	(1)	(2)	(3)	(4)
log (tassets)	0,398*** (0,003)	0,399*** (0,003)	0,397*** (0,004)	0,392*** (0,004)
log (labour)	0,055*** (0,003)	0,054*** (0,003)	0,043*** (0,003)	0,038*** (0,003)
log (age)	0,045*** (0,003)	0,047*** (0,003)	0,051*** (0,003)	0,046*** (0,003)
log (tmp)	0,136*** (0,014)	0,139*** (0,014)	0,110*** (0,011)	0,068*** (0,015)
Efectos fijos años	N	S	S	S
Efectos fijos sector	N	N	S	S
Efectos fijos provincia	N	N	N	S
Observaciones	374.674	374.674	374.674	374.674
R-cuadrado	0,408	0,410	0,440	0,456

Nota: Errores estándares robustos al *clustering* a nivel municipal se presentan entre paréntesis. Coeficientes significativos se indican con ***, **, *, para el nivel de significatividad a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

El cuadro 4 presenta los resultados referentes a estimaciones que incluyen la variable *dummy urban* y su interacción con las características de localización. La columna (1) muestra los resultados de las estimaciones que incluyen la densidad de población local y el potencial de mercado. La variable *dummy urban* es positiva y significativa, lo que indica que, en promedio, las empresas de las zonas urbanas obtienen una productividad mayor. Téngase en cuenta que estas diferencias son condicionales a los efectos fijos de la provincia y el resto de variables de control. La interacción entre la densidad de la población local y la variable *dummy* es negativa y significativa. Sin embargo, hay una fuerte correlación entre estas dos variables. De nuevo, el potencial de mercado resulta significativo y positivo, y su interacción con la variable *dummy urban* también es negativa y significativa. Estos resultados indican que para las empresas ubicadas en municipios fuera de las áreas urbanas parece ser más importante estar cerca de una infraestructura de transporte que les permita beneficiarse de mayor potencial de mercado. Debido a la correlación existente entre la densidad de la población local y la variable *dummy urban*, la columna (2) del cuadro 4 repite las estimaciones de la columna (4) del cuadro 2 sustituyendo con la variable *dummy*

Cuadro 4. Estimaciones OLS del efecto de la densidad de población local y del potencial de mercado sobre la productividad del trabajo a nivel de empresas en zonas urbanas y zonas rurales

Variable dependiente: log (prod)

	(1)	(2)	(3)	(4)
log (tassets)	0,392*** (0,004)	0,392*** (0,004)	0,392*** (0,004)	0,392*** (0,004)
log (labour)	0,038*** (0,003)	0,038*** (0,003)	0,038*** (0,003)	0,038*** (0,003)
log (age)	0,046*** (0,003)	0,046*** (0,003)	0,046*** (0,003)	0,046*** (0,003)
log (popdens)	0,012*** (0,003)			
log (mp)	0,118*** (0,020)	0,059*** (0,010)	0,128*** (0,020)	
log (tmp)				0,124*** (0,020)
dummy urban	0,865*** (0,385)	0,035*** (0,006)	0,905*** (0,216)	0,970*** (0,221)
urban* log(popdens)	-0,011*** (0,003)			
urban* log (mp)	-0,066*** (0,018)		-0,073*** (0,018)	
urban* log (tmp)				-0,078*** (0,018)
Efectos fijos años	S	S	S	S
Efectos fijos sector	S	S	S	S
Efectos fijos provincia	S	S	S	S
Observaciones	374.674	374.674	374.674	374.674
R-cuadrado	0,456	0,456	0,456	0,456

Nota: Errores estándares robustos al *clustering* a nivel municipal se presentan entre paréntesis. Coeficientes significativos se indican con ***, **, *, para el nivel de significatividad a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

la densidad de la población local. El coeficiente que acompaña a la variable *dummy* indica que las empresas ubicadas en zonas urbanas registran una productividad que es, en promedio, un 3,5% superior. El coeficiente asociado al potencial de mercado sigue siendo similar. La columna (3) utiliza el potencial de mercado, la variable *dummy urban* y la interacción entre ambas. Los resultados de la interacción de la variable *dummy* con el potencial de mercado se asemejan a los de la columna (1). En la co-

lumna (4) se introduce la variable *urban* junto con el potencial total de mercado. De nuevo se obtiene un coeficiente de interacción negativo y significativo, y de magnitud equivalente. Por consiguiente, los resultados indican que existen diferencias significativas en cuanto a la relación del potencial de mercado y la productividad entre las zonas urbanas y rurales, incluso cuando se controla por efectos fijos de la provincia y otras variables de control. En concreto, en sección cruzada el potencial de mercado muestra una correlación positiva más alta con la productividad de las empresas localizadas en municipios fuera de las áreas urbanas, mientras que en las zonas urbanas la elasticidad del potencial de mercado parece menor. Estos resultados indican que mientras que la productividad en general es mayor en las áreas urbanas, fuera de las áreas urbanas las diferencias en productividad entre las zonas con mayor y menor accesibilidad podrían ser mayores.

Por un lado, la mayor presencia de infraestructura complementaria a la red viaria principal en las zonas urbanas significa que las ventajas de estar en las zonas con mayor accesibilidad son probablemente menores. Por otro lado, los costes asociados a la concentración urbana y la congestión en zonas con mayor accesibilidad pueden contrarrestar parte de los beneficios de la aglomeración. Al mismo tiempo, fuera de las principales aglomeraciones, estar localizada cerca de los grandes ejes de comunicación puede ser crucial para poder implementar con éxito nuevos métodos de organización de producción tales como el «justo-a-tiempo» o, en general, para desarrollar estrategias competitivas basadas en el tiempo y la flexibilidad.

5. Conclusión

En este artículo se ha analizado la relación entre las características de localización de las empresas y su productividad. Los resultados ponen de manifiesto que la productividad de las empresas está significativamente relacionada con las características del entorno local. De forma específica, cabe concluir que existe una relación positiva y significativa entre la densidad de la población local, el potencial de mercado y la productividad empresarial, lo que indica que las empresas obtienen una productividad superior en promedio en los municipios de aglomeración y en las zonas que disfrutan de un mayor nivel de potencial de mercado. Diferenciando entre las zonas urbanas y rurales, los resultados indican además que el potencial de mercado muestra una asociación mayor con la productividad de las empresas ubicadas en municipios fuera de las áreas urbanas. En estas zonas para las empresas parece más importante la ubicación cerca de los grandes ejes de comunicación que permiten un buen acceso a los principales mercados.

En general, el potencial de mercado parece tener más importancia que la aglomeración local. Su coeficiente coincide con el rango de resultados que aparece recogido en la literatura (Combes *et al.*, 2009; Melo *et al.*, 2009; Puga, 2010; Combes *et al.*, 2011) y adquiere un valor próximo al estimado por Holl (2012), un análisis que utiliza datos sobre la localización con un mayor nivel de agregación. Dado que el potencial de mercado está condicionado por la infraestructura de transporte, la evidencia

que aporta este artículo sugiere que la inversión en infraestructuras públicas puede influir positivamente en la productividad de las empresas. No obstante, los resultados también indican que en las zonas urbanas más densamente pobladas, parte de los beneficios derivados de una mejora en la accesibilidad y el potencial de mercado podrían perderse como consecuencia de la congestión.

La mayor parte de trabajos que han analizado los efectos económicos de las infraestructuras sobre la productividad han adoptado un enfoque agregado [para el caso español, existen numerosos trabajos: Gómez-Antonio y Fingleton (2012) presentan un estudio reciente a nivel provincial; Boscá *et al.* (2011) presentan una reciente revisión de la literatura]. Los resultados de este artículo complementan esta evidencia empírica agregada con un enfoque microeconómico en el análisis de los efectos de las infraestructuras. Respeto a estos estudios se confirma una relación positiva entre productividad e infraestructura de transporte, pero el enfoque micro-económico también muestra una relación diferencial entre zonas urbanas y zonas rurales.

El análisis apunta mecanismos a nivel micro a través de los que la localización influye en los resultados económicos. La inversión en infraestructuras de transporte condiciona las localizaciones y, a su vez, la productividad de las empresas. El trabajo sugiere un papel destacado de la infraestructura de transporte y del acceso a los mercados para las empresas ubicadas fuera de las principales aglomeraciones.

En cualquier caso los resultados deben considerarse principalmente como exploratorios, puesto que las empresas pueden tener en cuenta las características de localización al tomar su decisión inicial sobre dónde ubicarse. La localización podría ser endógena en el sentido de estar influida por características inobservadas de las empresas que influirían en cualquier caso y con independencia de la localización en su productividad. Igualmente, tanto la densidad de la población local como el potencial de mercado podrían ser endógenos si zonas con empresas más productivas a su vez atraen más empresas y trabajadores. Estos aspectos no se han tenido en cuenta explícitamente en el análisis empírico.

Cuadro A1. Muestra de empresas por año y total de observaciones

<i>Año</i>	<i>Número de empresas</i>
1997	13.480
1998	16.267
1999	35.077
2000	40.050
2001	48.570
2002	53.626
2003	55.031
2004	55.230
2005	57.343
Total	374.674

Cuadro A2. Matriz de correlación

	<i>prod</i>	<i>tasset</i>	<i>labour</i>	<i>age</i>	<i>popdens</i>	<i>mp</i>	<i>tmp</i>	<i>audes</i>
prod	1							
tasset	0,618	1						
labour	0,105	-0,013	1					
age	0,211	0,187	0,347	1				
popdens	0,082	-0,031	-0,001	0,067	1			
mp	0,125	0,031	0,030	0,074	0,591	1		
tmp	0,119	0,026	-0,003	0,076	0,744	0,944	1	
urban	0,069	-0,028	0,023	0,030	0,621	0,458	0,510	1

Referencias

- Boscá, J. E.; Escribá, J., y Murgui, M. J. (2011): «La efectividad de la inversión en infraestructuras públicas: una panorámica para la economía española y sus regiones», *Investigaciones Regionales*, 20: 195-217.
- Bruinsma, F., y Rietveld, P. (1998): «The accessibility of European cities: Theoretical Framework and comparison of approaches», *Environment and Planning A*, 30 (3): 499-521.
- Brülhart, M.; Crozet, M., y Koenig, P. (2004): «Enlargement and the EU periphery: The impact of changing market potential», *The World Economy*, 27 (6): 853-875.
- Brülhart, M., y Mathy, N. A. (2008): «Sectoral agglomeration economies in a panel of European regions», *Regional Science and Urban Economics*, 38: 348-362.
- Ciccone, A. (2002): «Agglomeration effects in Europe», *European Economic Review*, 46 (2): 213-227.
- Ciccone, A., y Hall, R. E. (1996): «Productivity and the Density of Economic Activity», *American Economic Review*, 86: 54-70.
- Combes, P. P.; Duranton, G.; Gobillon, L.; Puga, D., y Roux, S. (2012): «The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection», *Econometrica*, próxima aparición.
- Combes, P. P.; Duranton, G.; Gobillon, L., y Roux, S. (2010): «Estimating agglomeration effects with history, geology, and worker fixed effects», en Edward L. Glaeser (ed.), *The Economics of Agglomeration*, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Combes, P. P.; Duranton, G., y Gobillon, L. (2011): «The Identification of Agglomeration Economies», *Journal of Economic Geography*, 11 (2): 253-266.
- Crozet, M.; Mayer, T., y Mucchielli, J.-L. (2004): «How do firms agglomerate? A study of FDI in France», *Regional Science and Urban Economics*, 34 (1): 27-54.
- Davis, D. R., y Weinstein, D. E. (2001): «Market Size, Linkages, and Productivity: A Study of Japanese Regions», Columbia University, Department of Economics, Discussion Paper #:0102-04/ - 2001: NBER Working Paper No. W8518.
- Fujita, M.; Krugman, P., y Venables, A. J. (1999): *The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Gibbons, S.; Lyytikäinen, T.; Overman, H., y Sanchis-Guarner, R. (2012): «New Road Infrastructure: the effect on firms», *SERC Discussion Paper* 117.
- Gómez-Antonio, M., y Fingleton, B. (2012): «Regional productivity variation and the impact of public capital stock: an analysis with spatial interaction, with reference to Spain», *Applied Economics*, 44 (28): 3665-3677.

- Graham, D. J. (2007a): «Agglomeration, Productivity and Transport Investment», *Journal of Transport Economics and Policy*, 41 (3): 317-343.
- (2007b): «Variable returns to agglomeration and the effect of road traffic congestion», *Journal of Urban Economics*, 62: 103-120.
- Graham, D. J., y Kim, H. Y. (2008): «An empirical analytical framework for agglomeration economies», *Annals of Regional Science*, 42: 267-289.
- Hanson G. H. (2005): «Market potential, increasing returns and geographic concentration», *Journal of International Economics*, 67 (1): 1-24.
- Harris, C. D. (1954): «The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States», *Annals of the Association of American Geographers*, 44, 315-348.
- Head, K., y Mayer, T. (2004): «Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union», *The Review of Economics and Statistics*, 86 (4): 959-972.
- (2006): «Regional wage and employment responses to market potential in the EU», *Regional Science and Urban Economics*, 36 (5): 573-594.
- Henderson (2003): «Marshall's scale economies», *Journal of Urban Economics*, 53: 1-28.
- Hering, L., y Poncet, S. (2010): «Market Access Impact on Individual Wages: Evidence from China», *Review of Economics and Statistics*, 92 (1): 145-159.
- Holl, A. (2012): «Market potential and firm-level productivity in Spain», *Journal of Economic Geography*, 12 (6): 1191-1215.
- Lall, S.; Shalizi, Z., y Deichmann, U. (2004): «Agglomeration Economies and productivity in Indian Industry», *Journal of Development Economics* (73): 643-673.
- Marshall, A. (1920) *Principles of Economics*. 8th edition. London: Macmillan.
- Martin, P.; Mayer, T., y Mayneris, F. (2011): «Spatial concentration and firm-level productivity in France», *Journal of Urban Economics*, 69: 182-195.
- Martínez-Galarraga, J.; Paluzie, E.; Pons, J., y Tirado-Fabregat, D. A. (2008): «Agglomeration and labour productivity in Spain over the long term», *Clometrica*, 2: 195-212.
- Maté Sánchez-Val, M.; García Pérez de Lema, D., y López Hernández, F. (2009): «La influencia de los efectos espaciales en el crecimiento de la productividad de la PYME», *Estudios de Economía Aplicada*, 27: 1-24.
- Maté Sánchez-Val, M., y Madrid-Guijarro, A. (2011): «A spatial efficiency index proposal: an empirical application to SMEs productivity», *Annals of Regional Science*, 47: 353-371.
- Melo, P. C.; Graham, D. J., y Noland, R. B. (2009): «A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies», *Regional Science and Urban Economics*, 39: 332-342.
- MOPT (1993): *El Plan General de Carreteras: Realizaciones*, Ministerio de Obras Públicas y Transportes, Secretaría General para las Infraestructuras del Transporte Terrestre, Madrid.
- Ottaviano, G. I. P., y Pinelli, D. (2006): «Market potential and productivity: evidence from Finnish regions», *Regional Science and Urban Economics*, 36: 636-657.
- Puga, D. (2010): «The magnitude and causes of agglomeration economies», *Journal of Regional Science*, 50 (1): 203-219.
- Redding, S., y Venables, A. J. (2004): «Economic geography and international inequality», *Journal of International Economics*, 62: 53-82.
- Rosenthal, S. S., y Strange, W. C. (2004): «Evidence on the nature and sources of agglomeration economies», en Henderson, V., y Thisse, J. F. (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, Amsterdam: NorthHolland, 2119-2171.
- Ruiz, F. (2010): *AUDES - Áreas urbanas de España*, Universidad de Castilla-La Mancha, url: <http://alarcos.esi.uclm.es/per/fruiz/audes/>.
- Torre, A., y Rallet, A. (2005): «Proximity and localisation», *Regional Studies*, 39 (1): 47-59.
- Venables, A. J. (2007): «Evaluating urban transport improvements: cost-benefit analysis in the presence of agglomeration and income taxation», *Journal of Transport Economics and Policy*, 41 (2): 173-188.

Un análisis espacial de las pautas de crecimiento y concentración de la población a partir de series homogéneas: España (1877-2001) *

Xavier Franch Auladell **, Jordi Marti-Henneberg ** y Josep Puig-Farré **

RESUMEN: Este trabajo es una aportación a la forma de analizar las pautas de concentración de la población a largo plazo, aplicado en este caso a España. Se trata de una propuesta metodológica, basada en la homogeneización tanto de los datos como de su geografía administrativa tomando como referencia la estructura municipal del censo de 2001. Este trabajo se propone mostrar cómo el uso de técnicas de análisis espacial en este tipo de series homogéneas permite abordar en detalle el estudio de las pautas territoriales de la población. Las conclusiones más importantes a las que se llega son que en España el crecimiento sostenido de la población sigue unas pautas espaciales que se consolidan a lo largo del tiempo. Éstas culminan en una redistribución desigual de la población en el territorio, marcada por la existencia de unas zonas definidas y muy localizadas que sobrepasan los límites administrativos.

Clasificación JEL: J11.

Palabras clave: España; censos; municipios; homogeneización; análisis espacial.

A spatial analysis of patterns of growth and concentration of population based on homogeneous population censuses: Spain (1877-2001)

ABSTRACT: This work constitutes a contribution to the analysis of long term patterns of population concentration applied to the case of Spain. The proposed methodology is based on the homogenisation of both data and administrative units which takes the municipal structure of the 2001 census as its base reference. This work seeks to show how applying spatial analysis techniques to this type of homogeneous data series allows us to make more detailed studies of population patterns within a given territory. The most important conclusions that we reached was that, in Spain, sustained population growth has followed a spatial pattern that has be-

* Esta investigación se está realizando dentro del marco de un proyecto financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad (CS02010-16389), EU (Jean Monnet 200215-LLP-2011-ES-AJM-IC) así como de un contrato postdoctoral UdL-La Caixa y una beca predoctoral de la Universidad de Lleida. Agradecemos los valiosos comentarios aportados por dos evaluadores.

** Departament de Geografia i Sociologia. Universitat de Lleida.

Recibido: 26 de enero de 2012 / Aceptado: 8 de febrero de 2013.

come increasingly consolidated over time. The tendencies observed have produced an uneven distribution of population within the national territory marked by the existence of a series of well-defined, and often very localised, areas that spread beyond the limits of the official administrative boundaries.

JEL Classification: J11

Keywords: Spain; population censuses; municipality; homogenisation; spatial analysis.

1. Introducción

A lo largo de los 125 años que aquí estudiamos, España experimentó profundos cambios demográficos, sociales y económicos. La población se multiplicó por 2,5, pasando de los casi 17 millones del 1877, a 40 en el año 2001. La industrialización y el crecimiento económico se consolidaron, aunque de manera desigual entre los distintos estratos sociales. Pero estas transformaciones se produjeron con distinta intensidad a lo largo del amplio periodo aquí analizado, y su distribución fue también muy desigual en el territorio (Goerlich y Mas, 2008).

Este trabajo propone una metodología que permita precisar estos contrastes espacio-temporales. El estudio de la concentración de la población cuenta con numerosos antecedentes, por una parte descriptivos pero que integran el nivel de detalle municipal, a menudo en forma de atlas o capítulos de monografías (Reques y Rodríguez, 1998; Calvo y Pueyo, 2008; Reques, 2001); o bien analíticos, pero en base al nivel provincial (Ayuda *et al.*, 2010). También desde la perspectiva de la historia económica se han publicado trabajos que integran en su análisis los desequilibrios en la distribución de la población como causa y a la vez consecuencia de la industrialización (Collantes, 2009; Pons *et al.*, 2007; Tirado *et al.*, 2002). Un aspecto específico de esta concentración es la urbanización (Guàrdia Bassols *et al.*, 1994) y su reverso, la despoblación rural (Collantes y Pinilla, 2011), que también han sido ampliamente tratados. Por otra parte, la comparación con otros países europeos permite subrayar una peculiaridad de la localización de la población española, que ha tendido a concentrarse en las áreas costeras, formando un continuo denso a lo largo de todo el eje mediterráneo. En este proceso ha influido el crecimiento del turismo en el Mare Nostrum, pero también es observable en la costa atlántica. La fuerte tendencia a una concentración de la población viene, pues, marcada por la urbanización, que hemos estudiado en un trabajo anterior (Morillas-Torné *et al.*, 2012). Por otra parte, es conocido el vaciamiento progresivo de los municipios de menor población en áreas rurales y de montaña debido a la emigración desde la España rural (Luna, 1988). El proceso de concentración de población fue especialmente intenso en las décadas de los años sesenta y setenta del siglo pasado (García Ballesteros, 1984), y ha visto cómo recientemente la suburbanización a partir de los grandes centros urbanos ha ganado protagonismo (Vinuesa, 1996; Nel-lo, 2004). Las migraciones internas han jugado también un papel relevante en todos estos cambios, sobre todo

durante la segunda mitad del siglo xx (García Coll, 2005). Estos desplazamientos, que en muchos casos presentan unas fases relacionadas con los ciclos económicos (Recaño y Cabré, 2003), son un factor clave para explicar la distribución espacial de la población (Franch, 2009; Recaño, 2004 y 2006).

Así pues, los contrastes en la densidad de población en España han tendido a agudizarse. Este fenómeno es conocido, pero este artículo pretende precisar cuáles son las pautas territoriales de este proceso y definir las etapas de su desarrollo, dando lugar a áreas que se encuentran entre las más densas de Europa mientras que otras prácticamente se han desertizado. El paso siguiente es ponderar los factores de este proceso. De hecho, la concentración de la población depende en buena medida de ventajas naturales y tecnológicas. Pero también de los poderes administrativos, como las capitales de provincia o más claramente el caso de Madrid, como capital del Estado (Ades y Glaeser, 1995). Por otra parte, al analizar esta distribución se ha integrado el factor de escala. Los estudios realizados pueden mostrar distintos resultados según el nivel de detalle de los datos, ya sea regional o municipal. El nivel regional tiende a suavizar los fenómenos de la distribución de la población por el efecto de la generalización, como se ha visto que ocurre a nivel europeo (Martí-Henneberg, 2005) o en el caso de España (Ayuda *et al.*, 2010). Para un análisis más preciso es necesario centrarse en el nivel municipal, aunque requiere tener a disposición bases de datos extensas y hacer uso de programas informáticos avanzados (Gregory, 2005). Por este motivo, la mayoría de estudios anteriores se han centrado en el nivel urbano (Luna, 1988; Morillas-Torné *et al.*, 2012) o en determinadas regiones (Reher, 1994; Vinuesa, 1996). Si bien los municipios urbanos concentran la mayor parte de la población, representan un porcentaje pequeño del territorio español, por lo que su estudio específico a menudo esconde las pautas que afectan a otras zonas del territorio. En vistas a resolver estos problemas, este artículo integra los datos del conjunto de los municipios del país. Otros autores han empezado ya a trabajar en esta línea, examinando la distribución de la población a largo plazo y a nivel municipal, usando Sistemas de Información Geográfica (SIG) y aplicando modelos estadísticos (De Cos y Reques, 2005; Goerlich y Mas, 2008).

Con el objetivo de dar una nueva visión a este tema, este artículo aborda el estudio de la evolución de la población en España para un periodo más amplio (1877-2001) que los trabajos considerados hasta ahora. Se presentan los resultados de un análisis espacial a partir de datos censales a escala municipal que han sido previamente homogeneizados. El objetivo es alcanzar conclusiones precisas sobre la concentración de la población en España y establecer las pautas espacio-temporales de su evolución. El artículo está dividido en tres secciones, la primera explica el origen de los datos, su homogeneización y la metodología empleada. En las dos restantes se exponen los resultados conseguidos y se presentan las conclusiones más relevantes.

2. Datos y metodología

2.1. Fuentes de datos y homogeneización

La fuente de datos utilizada es la población de derecho de los censos españoles de 1877 hasta 2001¹. A lo largo de estos censos se hace uso de dos cómputos de la población siguiendo dos conceptos distintos. Así, tenemos la *población de hecho*, considerada como el número de personas que pernoctaron en el municipio en la fecha de referencia del censo. Y, por otro lado, está la *población de derecho*, que es el cómputo de las personas que oficialmente tenían su residencia en el municipio en la fecha de referencia censal. En el censo de 2001 desaparece la población de hecho y se utiliza una nueva definición que es la *población residente*, que equivale a la población de derecho de los anteriores censos, por lo que es la que adoptamos en toda la serie histórica².

Un segundo aspecto relevante es la homogeneización geográfica de los datos. Como se ha apuntado en el apartado anterior, para poder comparar la serie es preciso unificar las unidades administrativas de referencia: los municipios. Durante los periodos intercensales se producen alteraciones, pudiendo los municipios agregarse, fusionarse o dividirse. Así, según el censo de 1877 había 9.314 municipios y en el de 1981 se llegó a un mínimo de 8.022. Finalmente, el censo de 2001 reporta un total de 8.108 municipios. Esto implica que no se puede estudiar la evolución de la población municipal utilizando los datos originales, puesto que no se obtendría una cartografía comparable.

La base de datos inicial incluye todos los municipios, desde 1877 hasta 2001, con sus respectivos códigos de identificación, poblaciones censales y las alteraciones que han sufrido a lo largo de los años. El proceso de homogeneización consiste en reconstruir las series de población tomando como referencia la estructura municipal del censo de 2001. Para cada tipo de alteración detectada la metodología aplicada varía. Por un lado, un número significativo de municipios no ha sufrido cambio alguno, un total de 6.928 (el 85,5%), y por tanto no han requerido ningún tratamiento de homogeneización. Por otro lado están los municipios que sí tuvieron alteraciones durante este periodo, 751 (9,3%), que han sufrido algún tipo de agregación, fusión o

¹ En concreto, hemos estudiado los censos de: 1877, 1887, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1950, 1960, 1970, 1981, 1991 y 2001. No se tuvo en cuenta el censo de 1897 por su proximidad al de 1900, siendo este último mejor. Tampoco los de 1857 y 1860, puesto que no ofrecen datos de población de derecho. Después de calcular las tasas de crecimiento y los indicadores espaciales para cada uno de los censos de 1877 a 2001, los resultados nos han llevado a escoger los periodos intercensales 1877-1887, 1940-1950, 1960-1970 y 1991-2001 como los más importantes para el estudio e interpretación de las pautas de crecimiento y concentración de la población. Los resultados del análisis espacial se centrarán, pues, en estas cuatro décadas. Esta periodización incluye el censo de 1940, cuya calidad es dudosa. Al final de este apartado se detallan los motivos de la inclusión de este censo en el análisis.

² Para una revisión de estos conceptos y un resumen de las distintas fuentes estadísticas para el estudio de la población nos remitimos a Goerlich (2007) y García Coll y Sánchez Aguilera (2001).

desagregación total o parcial. En estos casos se ha procedido a asignar las poblaciones en función de los lindes municipales del censo de 2001. El resto de municipios, tan sólo un 5,2% (429 municipios), necesitaron un tratamiento aparte. En estos casos tomamos como referencia a Goerlich *et al.* (2006) y aplicamos criterios análogos para obtener los datos censales.

De hecho, este tipo de homogeneización ya se ha llevado a cabo en anteriores trabajos dando exitosos resultados. Una primera propuesta es la de García Fernández (1985), donde se toma como referencia la estructura municipal del censo de 1981 para estudiar la población de hecho de los municipios españoles desde inicios del siglo xx. Más recientemente, Goerlich *et al.* (2006) han recuperado la idea de elaborar series de población a escala municipal para el siglo xx y han creado series homogéneas también a partir de la estructura municipal del censo de 2001. Por otra parte, existen numerosos estudios donde se analizan datos poblacionales a escala municipal, aunque sin una perspectiva temporal tan amplia y una homogeneización de los datos. Un ejemplo es el trabajo de Reques y Rodríguez (1998), donde se calculan y cartografían diversos indicadores demográficos a escala municipal a partir de los microdatos del censo de 1991. También existen publicaciones donde se abordan de manera muy detallada datos demográficos a escala municipal y se aporta una extensa cartografía de indicadores de evolución e incluso de estructura de la población (Calvo y Pueyo, 2008). Por último, cabe recordar que periódicamente se publica el *Atlas Estadístico de las Áreas Urbanas*, donde se ofrece información municipal de variables tanto poblacionales como económicas.

En relación con estos trabajos previos, esta investigación incluye por primera vez los censos más significativos del siglo xix. En este sentido, este estudio sobre el caso español pretende servir de guía a otros trabajos similares que puedan llevarse a cabo. Que ello sea posible depende tanto de la magnitud de los cambios en la geografía administrativa de cada país como de los datos a disposición. En primer lugar, pues, hay que considerar la historia administrativa. En el caso de España juega a su favor ser uno de los países europeos donde el mapa administrativo municipal ha sufrido menos cambios. Mientras que en la mayor parte del resto las reformas territoriales han sido muy profundas, principalmente desde los años sesenta (Bennett, 1989). Además, una segunda limitación la ofrecen los datos históricos a disposición en formato digital. Los factores descritos son los principales a tener en cuenta para homogeneizar los datos referidos a unidades cambiantes a lo largo del tiempo. Existen otras soluciones posibles. Entre ellas destaca el método de interpolación usado por Gregory y Ell (2007) aplicado a los datos del National Great Britain HGIS Project. Sin embargo, este método requiere una digitalización de cada unidad espacial a lo largo de todo el periodo estudiado para poder estandarizar las áreas administrativas. La base de datos obtenida tiene un gran potencial pero requiere un extenso trabajo de corrección de errores (Gregory y Ell, 2006). Además, la información necesaria para llevar a cabo este tipo de homogeneización no siempre está disponible. En consecuencia, la solución aplicable a un país no se podrá trasladar automáticamente al resto. Sin embargo, los análisis que se detallarán para España pueden servir para orientar y encontrar soluciones en un gran número de casos.

Por último cabe comentar los problemas que pueden surgir al usar datos censales con subregistro o sobreenumeración. Este tema ha sido tratado y debatido por diversos autores (Maluquer, 2008; Reher y Valero, 1995). También se añade a esto los errores derivados de un análisis de datos censales a escala municipal. García Coll y Sánchez Aguilera (1997), por ejemplo, han estudiado en detalle el tema del tamaño demográfico de los municipios españoles y su efecto en el cómputo de la población, en este caso a partir del censo de 1991. De hecho, las posturas en torno a la calidad de los datos censales es todavía objeto de debate. El mejor ejemplo de esta problemática es el censo de 1940. Su calidad se ha puesto más de una vez en duda por no reflejar el impacto de la Guerra Civil y se considera que se presta poco a ser incluido en estudios sin aportar alguna corrección. Sin embargo, aunque se trata de un censo con evidentes problemas de registro, su falta de calidad no ha tenido siempre una explicación unánimemente aceptada (Maluquer, 2007). Nos hallamos, pues, ante un reto que desborda nuestro objetivo principal. El análisis en detalle del grado de error que puede haber en algunos datos censales a escala municipal requeriría un estudio por separado. En este sentido, creemos que los datos utilizados aquí se prestan poco a un intento exitoso de corrección, puesto que se trabaja con todos los municipios y no una región o provincia de manera aislada. En el caso de áreas pequeñas o bien delimitadas es más factible precisar una metodología para corregir los datos o incluso tratar de valorar su calidad a partir de otras fuentes del mismo periodo. Por otro lado, creemos justificada la inclusión del censo de 1940 por su importancia en un análisis de la evolución de la población española durante un largo periodo.

2.2. Metodología para el cálculo de la densidad de población, las tasas de crecimiento y el análisis espacial

Un primer análisis de los datos se ha llevado a cabo a partir del cálculo de la *densidad de población* y de la *tasa de crecimiento anual acumulativa*. En el primer caso, la densidad de población se obtiene dividiendo el total de habitantes de un municipio registrados en cada uno de los censos por la superficie del municipio expresada en km². Por su parte, la tasa de crecimiento se calcula para cada periodo intercensal. Este último indicador mide el crecimiento de la población entre dos fechas censales de la manera siguiente:

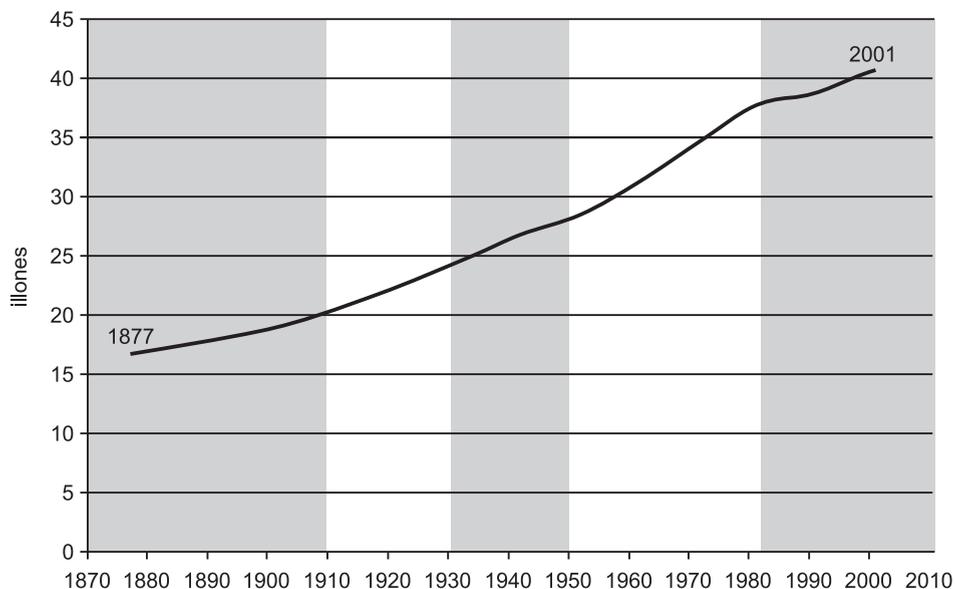
$$P_i^{t+n} = P_i^t \cdot (1 + r_i)^n \quad (1)$$

Siendo r_i la tasa de crecimiento anual acumulativa y n el número de meses transcurridos entre los dos censos expresado en años. La densidad de población y la tasa de crecimiento anual se han calculado para todos los 8.108 municipios de España una vez obtenidas las series censales homogenizadas según la metodología descrita en el apartado anterior. Los resultados obtenidos con estos dos indicadores se resumen en el primer apartado de los resultados.

Además, en el segundo apartado estudiamos con más detalle la *densidad de población* a partir de un análisis espacial exploratorio global y local para evaluar la evolución de la concentración y localización de la población en el territorio. En cuanto al uso de técnicas de análisis espacial, detallamos algunos aspectos de los indicadores utilizados (Anselin, 1995). El análisis espacial global proporciona un indicador de asociación espacial, el Global Moran I, que sirve para confirmar la autocorrelación espacial de los datos. La hipótesis que se contrasta es la independencia espacial de la variable, es decir, su distribución homogénea en el espacio y por tanto la no existencia de concentración de valores altos de la variable en unas áreas muy localizadas en el territorio y valores bajos en otras áreas. La refutación de esta hipótesis equivale a constatar la existencia de autocorrelación espacial y, en este caso, el siguiente paso es determinar dónde se concentran los valores más altos y las más bajas en el territorio. Esta etapa se aborda con el análisis espacial local y el cálculo del Local Moran I. Es un indicador que permite detectar los *clusters* que se forman en función de la intensidad de la variable estudiada. En este sentido, con los valores obtenidos podemos crear unos mapas donde distinguimos: 1) la autocorrelación espacial positiva, municipios con un valor alto de la variable rodeados de municipios con un valor alto o valores bajos rodeados de valores bajos, y 2) la autocorrelación espacial negativa, cuando tenemos municipios con valores significativamente distintos a los de sus vecinos más próximos; es decir, valores altos rodeados de bajos, o a la inversa. Una última consideración es que para obtener estos indicadores espaciales a nivel global y local se ha partido de un criterio de vecindad específico que tiene en cuenta las relaciones de vecindad entre todas las unidades territoriales. En general, los criterios se clasifican según empleen la distancia o bien consideren la contigüidad entre estas unidades. Este estudio parte de un criterio de contigüidad llamado *queen* de segundo orden. El criterio *queen* de primer orden considera que un municipio tiene como vecinos sólo a los municipios que comparten con él un límite municipal. Mientras que el *queen* de segundo orden amplía este grupo a los vecinos de los vecinos de primer orden. El uso de este criterio de contigüidad en el caso de España, donde existe una heterogeneidad en el tamaño de los municipios, nos permite ampliar el número de municipios vecinos de entidades pequeñas obteniendo, de esta manera, unos mejores resultados. En cuanto al uso de estas técnicas de análisis espacial, algunos autores han demostrado la pertinencia de su utilización en el estudio de datos poblacionales (Esteve, 2005; Franch *et al.*, 2009). Los resultados de estos trabajos aportan un nuevo enfoque a temas clásicos y, en ocasiones, una nueva perspectiva que brinda la oportunidad de plantear nuevas hipótesis para futuros trabajos.

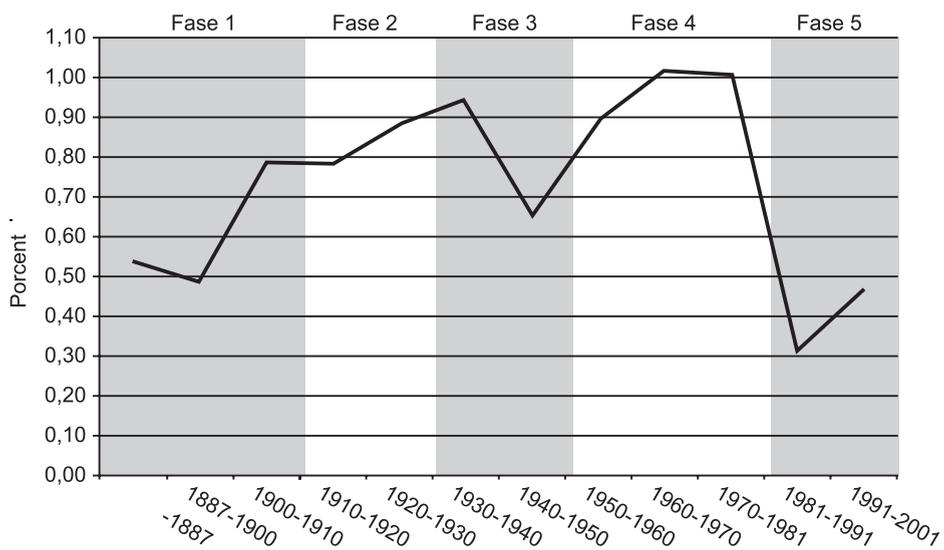
Por último, cabe decir que a lo largo de este artículo se detallan algunos resultados tomando como referencia los territorios administrativos vigentes en la actualidad en España. Para una mejor comprensión de su localización mostramos aquí el mapa 1, donde se muestran los límites de las Comunidades Autónomas y sus respectivas provincias. También se incluyen las ciudades que más aparecerán citadas en el texto.

Gráfico 1. Evolución de la población. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

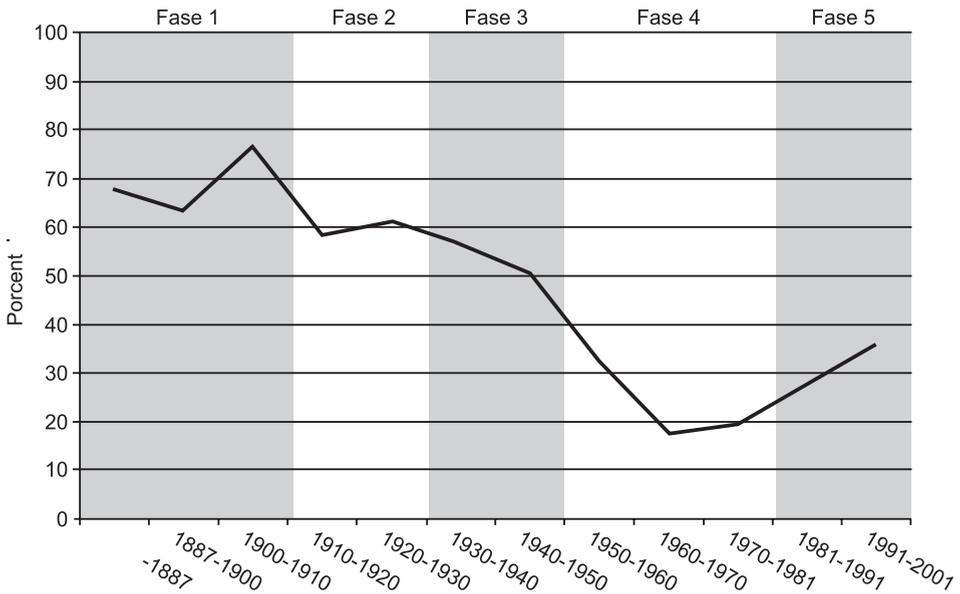
Gráfico 2. Evolución de la tasa de crecimiento anual acumulativa. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

transcurre la Guerra Civil, que tuvo una clara repercusión en los efectivos de la población, pero que posteriormente no se refleja debidamente en el censo de 1940. Esto explica en parte los cambios observados. Sin embargo, es evidente que durante la siguiente etapa, de 1950 a 1981, se produce un repunte, superando ya los 30 millones de habitantes y situándose al final en los 40 millones. Es el periodo con las mayores tasas de crecimiento, con un máximo del 1% entre los dos periodos intercensales que van de 1960 a 1981. Al final, las dos últimas décadas son las del reajuste y de descenso en la tasa de crecimiento, aunque el crecimiento de la población se mantiene y se llega a los 40,8 millones de habitantes registrados en el censo de 2001. Sin embargo, esta perspectiva general de la evolución de la población y la tasa de crecimiento no refleja los grandes contrastes que se producen a escala municipal. Un primer acercamiento a estos cambios se obtiene con el análisis de la evolución del porcentaje de municipios con tasas de crecimiento anual acumulativas positivas (gráfico 3).

Gráfico 3. Porcentaje de municipios con tasas de crecimiento anual acumulativas positivas. España, 1877-2001



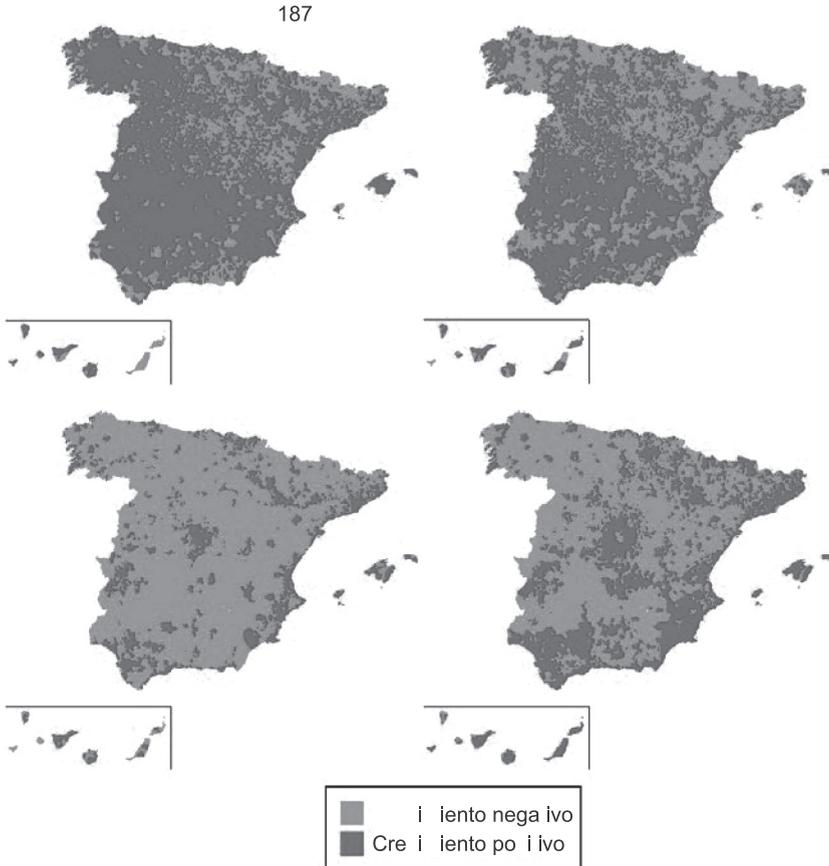
Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

Vemos que durante el primer periodo intercensal el 68% de municipios tienen tasas de crecimiento positivas y al final este porcentaje es mucho menor, en torno al 36%. A lo largo de todos estos años se produce un descenso continuado del número de municipios con un crecimiento de la población, siendo la década de los años veinte y treinta el punto de inflexión que inaugura el descenso más significativo. Esta evolución, aunque presenta como hemos dicho una tendencia claramente descendente en

cuanto al porcentaje de municipios con crecimiento positivo, confirma también que después de ocho décadas de descenso continuado (de un 18% entre 1960 y 1970), hay un repunte durante las últimas cuatro décadas. Este cambio en el patrón de crecimiento general se corresponde con un periodo caracterizado por ser una fase de incipiente dispersión urbana que se relaciona con un crecimiento demográfico y una expansión de las áreas metropolitanas (Nel-lo, 2004).

En el mapa 2 representamos los signos de la tasa de crecimiento anual acumulativa durante los periodos más significativos: 1877-1887; 1940-1950; 1960-1970 y 1991-2001. Los porcentajes de municipios con un crecimiento intercensal positivo durante estos periodos son, respectivamente, un 68%, 50%, 18% y 36%. Durante las dos primeras etapas el crecimiento afecta a todo el territorio, aunque se registra un

Mapa 2. Signo de las tasas de crecimiento anual acumulativas.
España, 1877-2001



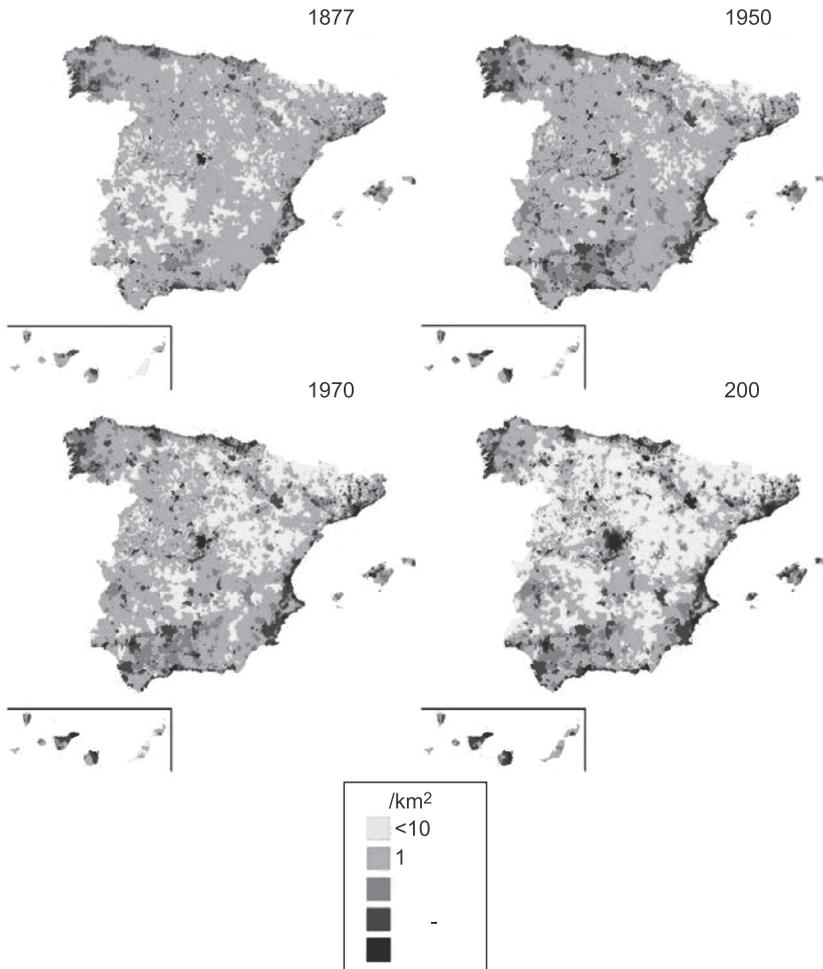
Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

mayor porcentaje de municipios con tasas positivas, alrededor del 60% o más, en el interior de España y el noroeste: Galicia, Asturias, Andalucía, Castilla-La Mancha y Castilla y León. Sin embargo, estas regiones son las que a partir de la década de los cincuenta empiezan a tener tasas de crecimiento negativas. Al tratarse de una amplia extensión del territorio, asistimos a un descenso generalizado, que culmina un proceso de noventa años, hasta llegar a la década de los años sesenta-setenta, cuando el crecimiento se localiza en regiones como Madrid, los municipios litorales de Cataluña y la Comunidad Valenciana, así como los archipiélagos de las Baleares y Canarias. Por su parte, en el centro de la Península (Castilla-La Mancha, Castilla y León y Extremadura) y en las regiones del noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria) se observa ya una significativa reducción del crecimiento de la población. La última década confirma un nuevo crecimiento generalizado de la mayoría de los municipios españoles, aunque menor que en las primeras etapas, y también se consolidan unas pautas de desconcentración de las grandes urbes y un crecimiento de las coronas metropolitanas. Un claro ejemplo son las tasas negativas de ciudades como Madrid y Barcelona, mientras que los municipios situados a su alrededor crecen de una manera generalizada.

Estas pautas territoriales del signo de la tasa de crecimiento mantienen una estrecha relación con el hecho de que la evolución de la población a lo largo de este extenso periodo muestra una evidente tendencia a la concentración (mapa 3). Si retomamos los periodos intercensales de 1877-1887, 1940-1950, 1960-1970 y 1991-2001 como representativos de las cinco etapas antes apuntadas, vemos que en 1877 los diez municipios más poblados son, de mayor a menor: Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Málaga, Zaragoza, Murcia, Granada, Cartagena y Cádiz. Los dos primeros, con 419.243 y 344.428 habitantes respectivamente, concentran el 4,6% de la población total de España y sus densidades son de 692 y 3.507 habitantes por km². De hecho, la población total de estas diez ciudades sólo representa el 9% del total de población censada en ese año. La tendencia hacia una concentración y localización de la población se hace evidente a lo largo de las siguientes etapas. En la década de los setenta Madrid y Barcelona concentran el 14% de la población de España, el porcentaje más alto alcanzado. Sus poblaciones ascienden a 3,1 y 1,7 millones de habitantes. Además, en estos años las diez ciudades más pobladas también concentran el mayor número de habitantes de todo este periodo analizado, un 24% de la población española. Pasados los años setenta, lo que acontece es ya una desconcentración de la población, tendencia que se consolida en el último periodo intercensal cuando Madrid y Barcelona apenas suman el 11% de la población española con 2,9 y 1,5 millones de habitantes respectivamente, aunque sus densidades son de 4.851 y 15.312 habitantes por km².

Además, en este último censo las diez ciudades más pobladas son, junto a las dos anteriores y siguiendo un orden descendente, Valencia, Sevilla, Zaragoza, Málaga, Murcia, Las Palmas de Gran Canaria, Bilbao y Palma de Mallorca. La población de estos municipios representa ahora el 20% del total de España. En el siguiente apartado proponemos un análisis de esta concentración y posterior proceso de desconcentración, a partir de un análisis territorial que tiene en cuenta la formación de *clusters* en el

Mapa 3. Densidad de población. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

territorio. Sin embargo, podemos decir que en líneas generales, durante estos 125 años, Madrid, Barcelona, Valencia y Sevilla se mantienen siempre como las cuatro primeras ciudades con mayor número de población (ocupando los siguientes puestos Zaragoza, Málaga y Bilbao, municipios que oscilan en la lista según el periodo considerado). Pero desde 1970 hasta 2001 se produce un cambio significativo que confirma la idea ya planteada por más de un autor (De Cos y Reques, 2005) de una desconcentración y por tanto de una pérdida de población de las capitales hacia otros municipios.

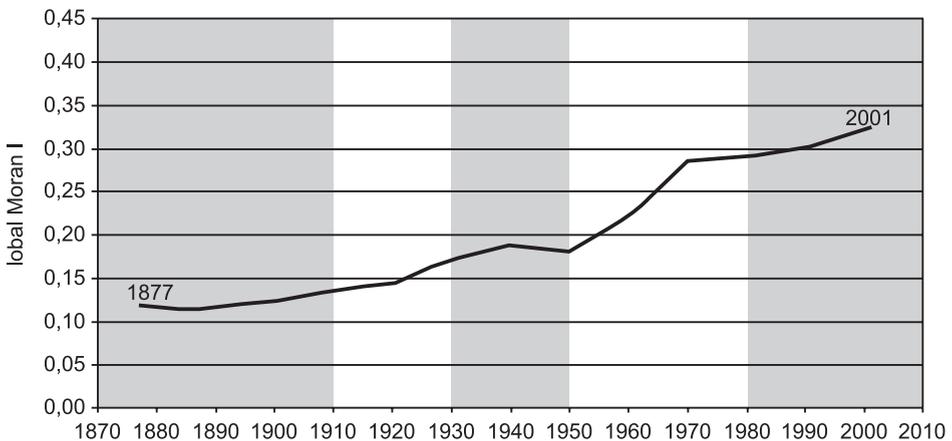
Otro aspecto a tener en cuenta en el estudio de la evolución de la población es la evolución de la densidad de población y sus pautas territoriales más allá del detalle

municipal, detectando zonas extensas donde hay comportamientos diferenciados. Si observamos el mapa 3, podemos ver que la población se ha ido concentrando en determinadas áreas como la costa mediterránea, el valle del Ebro y del Guadalquivir, la capital Madrid, dando tonalidades más oscuras siguiendo la leyenda del mapa. Por contra, en el interior peninsular, prácticamente rural, se ha ido vaciando a lo largo del tiempo dejándolo casi en blanco, es decir, casi despoblado. Es interesante observar que, por lo general, las áreas que se vacían son aquellas que tenían una baja densidad de población y las que aumentan partían ya de una alta densidad. Siguiendo con el comentario de las pautas de la densidad de población, en el próximo apartado mostramos un método para clarificar mejor estas pautas territoriales, determinar hasta qué punto son significativas y confirmar la existencia de *clusters* de baja o alta densidad.

3.2. La concentración y la localización de población en España, 1877-2001

La homogeneización de los censos toma como referencia la superficie total de España, que se mantiene constante y asciende a 504.639 km². Así, la densidad media de población es, al inicio del periodo, de 33 habitantes por km², y se llega a los 81 en 2001. Con todo, y como ya se ha apuntado anteriormente, este aumento de la densidad de población no es igual en todo el territorio. Los resultados que presentamos en este apartado se basan en el análisis espacial de la variable densidad de población. El gráfico 4 muestra la evolución de los valores obtenidos en el cálculo del Global Moran de la densidad de población desde 1877 hasta 2001.

Gráfico 4. Indicador Global Moran I de la densidad de población. España, 1877-2001

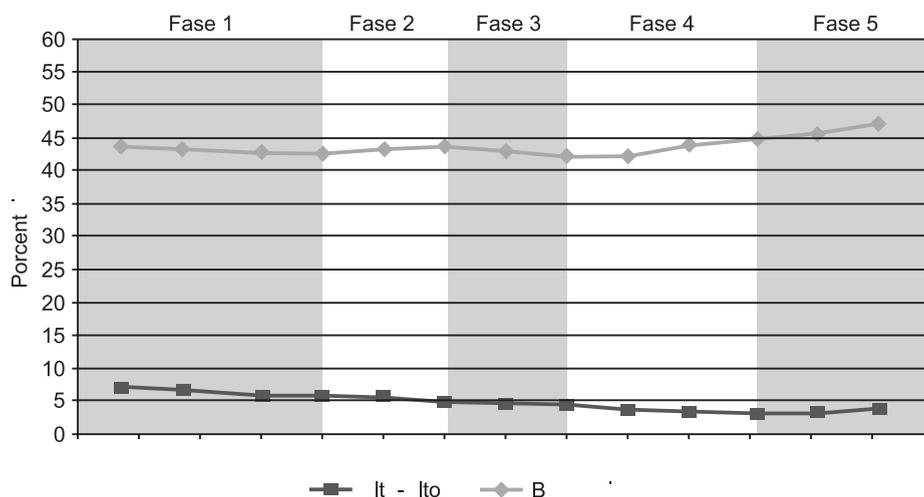


Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

El cálculo de este indicador es el primer paso en el análisis espacial y los resultados obtenidos permiten evaluar el grado de autocorrelación espacial de los datos. En este sentido, se ha obtenido un valor del indicador significativo en todos los censos y por tanto se puede afirmar que existe una autocorrelación espacial. Además, se observa un claro aumento a lo largo de los años de los valores del Global Moran. Entre el primer censo y el último se triplica el valor del indicador. La explicación de este distinto comportamiento nos hace pensar que la densidad de población sigue unas pautas definidas que se consolidan a lo largo de los años y que tienen que ver con la idea ya apuntada en el apartado anterior. Para profundizar más en esta idea mostramos los resultados derivados del análisis de la evolución del indicador Local Moran, que es el siguiente paso a seguir después de la confirmación de la existencia de autocorrelación espacial. Este indicador nos permitirá ver cómo esta evolución presenta unas pautas territoriales.

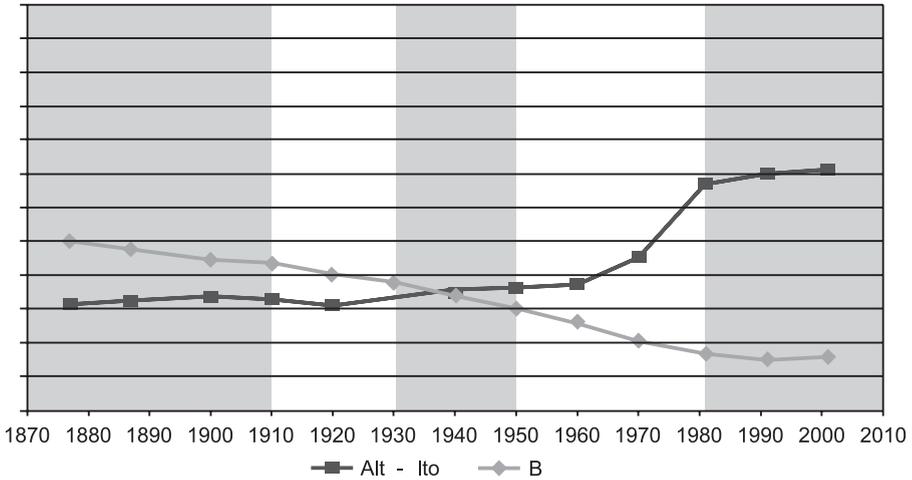
Los gráficos 5 y 6 muestran la evolución de la autocorrelación espacial positiva, es decir, cuando el valor de un municipio es alto y el de sus vecinos también, o cuando un municipio y sus vecinos tienen valores bajos. Es lo que más interesa analizar puesto que es el tipo de relación que confirma la existencia de pautas territoriales. Se ha procedido a estudiar cómo evoluciona el porcentaje de municipios y la concentración de la población según los valores del indicador espacial local. Así pues, en el gráfico 5 se detalla el porcentaje de municipios españoles que forman parte de los dos tipos de *clusters* en cada censo. Observamos que el porcentaje de municipios españoles que forman parte de *clusters* con una baja densidad se mantiene por encima del 40% hasta 1981, y en los últimos dos censos aumenta hasta casi el 50%. Por otro lado, los *clusters* formados por municipios con una alta densidad de población se

Gráfico 5. Porcentaje de municipios según los valores del indicador Local Moran I de la densidad de población. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

Gráfico 6. Porcentaje de población según los valores del indicador Local Moran I de la densidad de población. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

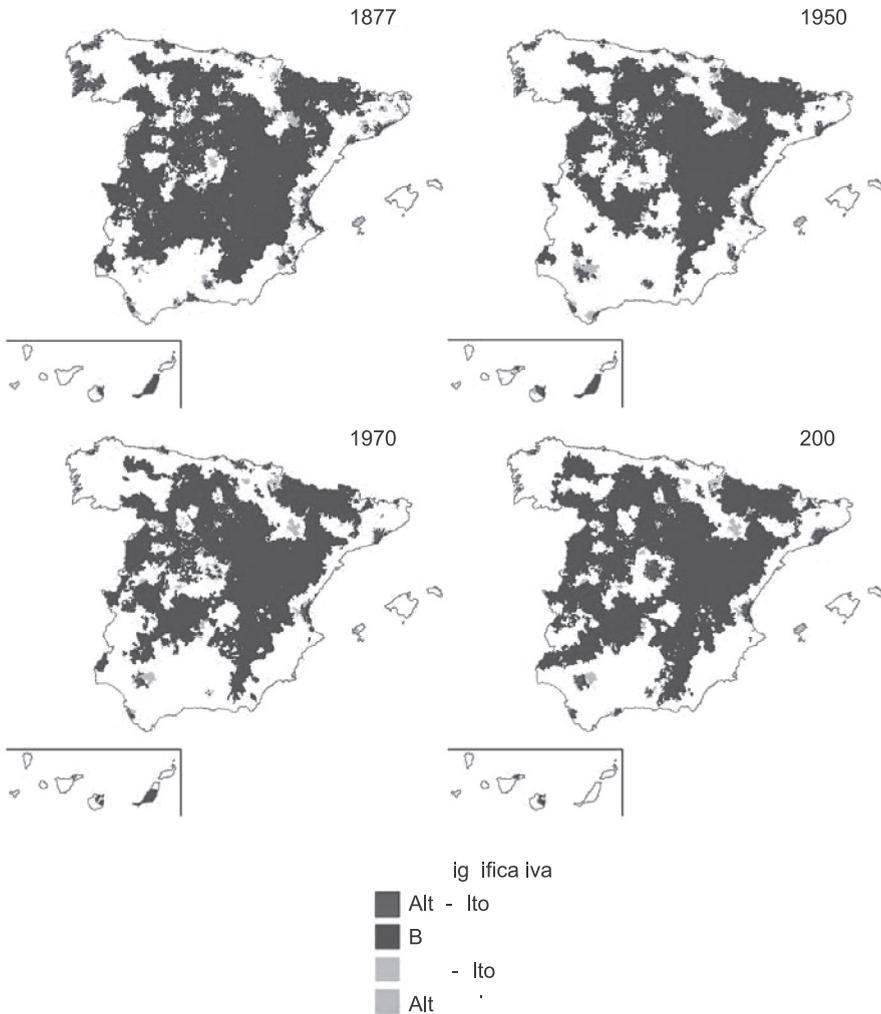
situían siempre por debajo del 10%. Su valor inicial en el censo de 1877 es el más alto de todos, cuando el 7% de municipios formaba parte de estos *clusters*. Ha ido descendiendo hasta situarse en torno al 4%. Tenemos pues un ligero aumento del porcentaje de municipios con una baja densidad de población y un descenso moderado de los de alta densidad. Es evidente, pues, que durante todos estos años la mitad del territorio español mantiene una baja densidad. Y ello a pesar del constante crecimiento de la población registrado en todos los censos que, como hemos visto, se mantiene hasta mediados del siglo XX, cuando el 50% de los municipios registra un crecimiento de población. Las pautas territoriales de la tasa sugerían la idea de una tendencia a la localización del crecimiento de la población en municipios urbanos. Otro resultado importante que debería considerarse y que está acorde con todo esto es la evolución del porcentaje de superficie del territorio que forman los municipios de cada *cluster*. El gráfico resultante no se muestra aquí por su evidente relación directa con el gráfico 5 del porcentaje de municipios ya comentado. Sin embargo, un hecho interesante a puntualizar es que se confirma que el porcentaje de superficie que suponen los municipios con una densidad de población significativamente alta es siempre inferior al 5% ya desde 1877, cuando la cifra es de un 3,2%, y en el 2001 se ha reducido hasta el 1,8%. Además, de manera similar a lo visto con la evolución de los municipios, los *clusters* donde se constata una densidad de población muy baja constituyen siempre alrededor del 50% de la superficie total de España.

El contrapunto a todo esto es el gráfico 6, donde se resume la evolución del porcentaje de población de cada censo que reside en un municipio situado en *clusters* donde la densidad es alta o baja. Vemos que al inicio cerca del 25% de la población

española residía en zonas poco densamente pobladas, mientras que el 15% se concentraba en municipios con una alta densidad. El porcentaje de población residente en zonas poco densas experimenta un descenso paulatino durante las primeras siete décadas y a partir de los años cincuenta su valor es inferior al porcentaje de habitantes en zonas muy densamente pobladas. Es en esta década cuando el porcentaje de población que habita las áreas de alta densidad asciende de manera significativa y pasa a situarse por encima del 30% a partir de la década de los ochenta. Por contrapartida, al final sólo menos del 10% de la población española reside en zonas poco densas. Estos resultados confirman de nuevo que las fases seleccionadas coinciden con procesos diferenciados de la evolución de la población. Además, por un lado se obtiene una nueva visión del proceso de concentración de la población española puesto que durante el periodo 1950-1980, que coincide con la cuarta fase, se consolida la tendencia de la población a concentrarse en zonas densamente pobladas. Por el otro lado, desde los años ochenta este proceso entra en una fase de menor crecimiento, y podría decirse que incluso se ha llegado a un estancamiento que sitúa el volumen de población concentrada en zonas con alta densidad alrededor del 35%. De hecho, estos resultados hacen pensar que se ha producido una reducción de la dispersión de la población española que habitaba en zonas poco pobladas durante las primeras décadas, mientras que la concentración de la población en zonas muy densas se ha impuesto ya desde mediados del siglo xx, aunque a partir de los últimos censos esta tendencia no muestra un crecimiento significativo.

El mapa 4, donde presentamos los resultados del indicador Local Moran I de la densidad de población de los años 1877, 1950, 1970 y 2001, da una nueva visión a lo comentado hasta aquí. Los años representados coinciden con las etapas ya estudiadas en el apartado anterior. Una primera constatación es que los municipios con una baja densidad de población se localizan en zonas del territorio que apenas varían a lo largo de todos estos años y que suman una gran extensión. De hecho, y enlazando de nuevo con lo visto en el gráfico 5, la mayoría de los municipios mantiene una baja densidad (más del 40%) y se hallan en el noroeste y el interior de España. La baja densidad, pues, afecta en gran medida a extensas zonas del territorio, también a regiones enteras e incluso en muchos casos sobrepasa los límites regionales. Durante estos 125 años, regiones del noroeste como Aragón, Navarra y La Rioja, y del interior como Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura mantienen un alto porcentaje de municipios con poca densidad de población. El caso de Castilla y León y Castilla-La Mancha son un ejemplo de regiones donde apenas hay cambios en cuanto a este porcentaje, manteniéndose por encima del 70% desde 1877 hasta el último censo. Interesante es el caso de la Comunidad de Madrid, donde en el censo de 1877 más del 50% de los municipios eran muy poco densos y un siglo después, en el censo de 1970, todavía el porcentaje se mantiene en el 35%. Es en el último censo donde ya se aprecia un cambio y los municipios del interior y que rodean Madrid se consolidan como una zona densamente poblada (un total de 22% municipios). Además, si analizamos las provincias cuyas capitales son las más importantes de España, vemos que Zaragoza es la única que siempre tiene más de la mitad de sus municipios con poca densidad. De hecho su evolución es contraria a la del resto de estas provincias

Mapa 4. Indicador Local Moran I de la densidad de población. España, 1877-2001



Fuente: Instituto Nacional de Estadística; Censos de Población, 1877-2001.

ya que el porcentaje de municipios con baja densidad aumenta a lo largo de todo el periodo. Esto se debe, sin duda, a que en esta provincia se asiste a una despoblación generalizada, mientras que la capital incrementa de manera significativa su población sin todavía haber entrado en un proceso de desconcentración. Por otro lado, Valencia y Vizcaya mantienen siempre un elevado porcentaje de municipios con alta densidad de población. Sin embargo, estas dos provincias muestran una tendencia similar que consiste en una reducción del porcentaje de municipios densamente poblados, pasando ambas del 50% en el censo de 1877 hasta el 24% y el 26% en el año 2001,

respectivamente. En Barcelona y Sevilla, por su parte, el número de municipios con una alta densidad aumenta, pero no superan el 25% del total. Lo que sucede en la provincia de Barcelona se explica por el crecimiento significativo de los municipios que rodean la capital, situación que es un claro ejemplo de un proceso de conurbanización y desconcentración de la gran urbe. Como apunte final, con los datos del censo de 2001 se confirma que en España las zonas densamente pobladas son muy poco extensas, pues comprenden sólo un 4% de todos los municipios, y se localizan en los entornos de las grandes capitales. Al final, Madrid, Barcelona, Valencia y Sevilla se consolidan como capitales que generan *clusters* extensos de alta densidad de población a su alrededor.

Así pues, se observa una evolución que nos permite distinguir zonas del territorio con comportamientos diferenciados. Las regiones del interior y el noreste de España (Aragón, Navarra, La Rioja, Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura) son zonas donde la mayoría de los municipios experimentan tasas positivas de crecimiento hasta mediados del siglo XX, pero por otra parte su densidad de población es siempre de las más bajas y afecta alrededor del 60% de sus municipios. En estas regiones se sitúan los mayores *clusters* de baja densidad de población de España y se mantienen casi sin alteraciones significativas a lo largo de 125 años. Otro aspecto importante es que en 1877, el 20% del total de la población española residía en estos *clusters* de baja densidad, mientras que en el censo de 2001 este porcentaje ya se había reducido al 6%. Es decir, que la población ha dejado ya de residir en municipios poco densos y situados en el interior de la meseta. Por otra parte, hay un conjunto de tres regiones del noroeste, Cantabria, Asturias y Galicia, donde la evolución de las tasas de crecimiento es como las observadas en el primer tipo. Es decir, pasan de ser positivas al principio a negativas durante el resto de los años, pero la mayor diferencia es que en este caso no se confirma nunca la presencia de grandes *clusters* de baja densidad.

Otra casuística es la de las regiones de Cataluña, la Comunidad Valenciana y el País Vasco. Son zonas con un comportamiento distinto al resto por el hecho de que alternan periodos con un crecimiento generalizado de la población de sus municipios con otros donde hay una pérdida de habitantes. La alta densidad de población no afecta a muchos de sus municipios, y por tanto los *clusters* formados son muy localizados y de poca extensión. Coinciden con las zonas metropolitanas de estas regiones. Además, otro aspecto importante es que en el primer censo de 1877, el 8% de la población de España residía en municipios de estas tres comunidades y formaban parte de sus *clusters* de alta densidad de población con poca extensión y muy localizados. En el año 2001 este porcentaje es ya del 16%. Por otro lado, en Andalucía la tendencia ha sido clara: de un crecimiento de la población generalizado en todos sus municipios durante las primeras siete décadas, se ha pasado a un posterior decrecimiento sostenido de la población en más de la mitad de sus municipios. Sin embargo no podemos decir que existan zonas con una baja densidad de población que están delimitadas y las áreas de alta densidad quedan reducidas a los entornos de Sevilla, Cádiz, Málaga y Granada. Por último, en el caso de la Comunidad de Madrid observamos que siempre registra un crecimiento de la población en la mayoría de

sus municipios. Ya desde 1877 más del 65% de los municipios de esta región tienen tasas de crecimiento positivas. Sin embargo, este crecimiento no afecta de manera significativa a la densidad de población hasta el último periodo, cuando el 20% de los municipios están densamente poblados, aunque como vemos sigue siendo un porcentaje bajo. Un último apunte es que la población en el último censo en los *clusters* de alta densidad asciende al 12% del total de la población de España, teniendo en cuenta que en el año 1877 este porcentaje era inferior al 1%.

4. Conclusiones

Un estudio detallado de la evolución de la población a partir de datos censales requiere el uso de una metodología para poder comparar series históricas donde se producen cambios que afectan a las unidades territoriales. En este artículo se han mostrado los resultados derivados de la homogeneización que hemos realizado a escala municipal y que toma como referencia las unidades territoriales vigentes en el último censo realizado en España. Este procedimiento ha permitido obtener series históricas homogéneas de población desde 1877 hasta 2001. El análisis propuesto demuestra que existen pautas espaciales que se mantienen durante todo este extenso periodo y otro tipo de pautas debidas a cambios ocurridos en algunas etapas concretas. Además, se confirma que el aumento de la población en España va en paralelo con una progresiva concentración territorial ya desde mediados del siglo xx, que aquí se mide y delimita.

Un análisis de las tasas de crecimiento acumulativas muestra cómo en el inicio del periodo el crecimiento de la población es generalizado en gran parte del territorio. Esto se mantiene hasta inicios del siglo xx, cuando España entra en su primera fase de concentración de la población y en un proceso de consolidación de las áreas urbanas. A finales del siglo xx se vislumbra ya una nueva etapa donde destaca un crecimiento generalizado de algunos municipios que antes no tenían un crecimiento significativo y que empiezan a crecer debido a la desconcentración de las grandes ciudades. Estos primeros resultados confirman, pues, lo que anteriores autores han apuntado acerca de las pautas territoriales de la población en España.

Sin embargo, el análisis espacial de la evolución de la densidad de población aporta una nueva perspectiva. Este estudio ha ayudado a acotar geográficamente y de manera estadísticamente significativa zonas de España donde la población se distribuye según unas determinadas pautas. En este aspecto, los resultados más importantes de este análisis confirman dos elementos a destacar como puntos de partida para futuros trabajos de investigación que quieran profundizar en el estudio de la población y su distribución en el territorio. La primera es que durante el periodo de 1877 a 2001 existen fases diferenciadas y que en cierta medida coinciden con las más aceptadas por la literatura aunque aquí se propone una periodización distinta en función de los nuevos resultados obtenidos. Y la segunda conclusión importante es que en cada una de estas fases es posible acotar de manera precisa las áreas del territorio donde la distribución de la población sigue un patrón diferenciado. El producto de este análisis

es una cartografía de las zonas con distintos comportamientos. Así por ejemplo, durante todos los periodos analizados constatamos que casi la mitad de los municipios forman parte de los *clusters* donde la densidad de población es significativamente baja. Es por tanto un porcentaje importante y además se confirma que experimenta un ligero ascenso desde mediados del siglo xx, debido a los procesos de pérdida de población que sufren muchos municipios cuando el proceso de emigración del campo a la ciudad se consolida. Son áreas situadas principalmente en el norte y en el interior de España, con la excepción de los municipios situados alrededor de Madrid donde su evolución pasa por consolidarse como área de alta densidad a partir de los años setenta. Por otra parte, se observa que las zonas que constituyen *clusters* de alta densidad siguen una tendencia clara hacia su contracción e incluso en algunos casos la desaparición. El número de municipios que forman parte de estas áreas nunca supera el 10% del total de municipios de España y su reducción es progresiva. Se trata de un proceso derivado de la tendencia a la localización de la población. Entre los resultados obtenidos, un hecho importante a destacar es que vemos cómo el conocido proceso de litoralización no se sucede por igual en toda la costa, sino que existen unas áreas reducidas donde la concentración de la población es mucho más significativa.

Referencias

- Ades, A., y Glaeser, E. (1995): «Trade and circuses: Explaining Urban Giants», *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 195-228.
- Anselin, L. (1995): «Local Indicators of Spatial Association-LISA», *Geographical Analysis*, 27 (2), 93-115.
- Ayuda, M. I.; Collantes, F., y Pinilla, V. (2010): «From locational fundamentals to increasing returns: the spatial concentration of population in Spain, 1787-2000», *Journal of Geographical Systems*, 12 (1), 25-50.
- Bennett, R. (1989): *Territory and Administration in Europe*, London, Frances Pinters.
- Calvo, J. L., y Pueyo, Á. (dirs.) (2008): *Atlas Nacional de España: Demografía*. Centro Nacional de Información Geográfica.
- Collantes, F. (2009): «Rural Europe reshaped: the economic transformation of upland regions, 1850-2000», *The Economic History Review*, 62 (2), 306-323.
- Collantes, F., y Pinilla V. (2011): *Peaceful Surrender: The Depopulation of Rural Spain in the Twentieth Century*. Newcastle-upon-Tyne, Cambridge Scholars Publishing.
- De Cos, O., y Reques, P. (2005): «Los cambios en los patrones territoriales de la población española (1900-2001)», *Papeles de economía española*, 104, 167-192.
- Esteve, A. (2005): «Concentración y asociación espacial del poblamiento: una aplicación a Cataluña en el siglo xx», *Estudios Geográficos*, LXVI (259), 481-505.
- Franch, X. (2009): *La dinámica de las migraciones internas en España: una aproximación demoespacial*. Universitat Autònoma de Barcelona, Departament de Geografia. Tesis Doctoral.
- Franch, X.; Esteve, A., y Recaño, J. (2009): «Los modelos de poblamiento en España, 1986-2006», López Trigal, L.; Abellán A., y Godenau, D. (coords), *Envejecimiento, despoblación y territorio*. Universidad de León, 731-746.
- García Ballesteros, A. (1984): «Cambios y permanencias en la distribución espacial de la población española (1970-1981)», *Anales de Geografía de la Universidad Complutense*, 4, 83-105.

- García Coll, A. (2005): «Migraciones interiores y transformaciones territoriales», *Papeles de Economía Española*, 104, 76-91.
- García Coll, A., y Sánchez Aguilera, D. (1997): «Población y tamaño municipal: reflexiones a partir del Censo de 1991», *Estudios Geográficos*, Tomo LVIII, 229, 593-623.
- García Coll, A., y Sánchez Aguilera, D. (2001): «Las estadísticas demográficas españolas: entre el orden y el caos», *Boletín de la AGE*, 31, 87-109.
- García Fernández, P. (1985): *Población de los actuales términos municipales 1900-1981. Poblaciones de hecho según los censos*, Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- Goerlich, F. J. (2007): «¿Cuántos somos? Una excursión por las estadísticas demográficas del Instituto Nacional de Estadística (INE)», *Boletín de la AGE*, 45, 123-156.
- Goerlich, F. J., y Mas, M. (2008): «Algunas pautas de localización de la población española a lo largo del siglo XX», *Investigaciones regionales*, 12, 5-33.
- Goerlich, F. J.; Mas, M.; Azagra, J., y Chorén, P. (2006): *La localización de la población española sobre el territorio. Un siglo de cambios. Un estudio basado en series homogéneas, 1900-2001*, Fundación BBVA. Bilbao.
- Gregory, I. N. (2005): «The Great Britain Historical GIS», *Historical Geography*, 33, 132-134.
- Gregory, I. N., y Ell, P. S. (2006): «Error-sensitive historical GIS: identifying areal interpolation errors in time-series data», *International Journal of Geographical Information Science*, 20 (2), 135-152.
- Gregory, I. N., y Ell, P. S. (2007): *Historical GIS: Technologies, methodologies and scholarship*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Guardia Bassols, M.; Monclús, F. J., y Oyón, J. L. (1994): *Atlas histórico de ciudades europeas. Vol. I, Península Ibérica*, Barcelona, CCCB-Salvat.
- Luna, G. (1988): «La población urbana en España, 1860-1930», *Revista de Demografía Histórica*, 6 (1), 25-68.
- Maluquer de Motes, J. (2007): «La incidencia de la Gran Depresión y de la Guerra Civil en la población de España (1931-1940). Una nueva interpretación», *Revista de Demografía Histórica*, XXV (2), 131-166.
- Maluquer de Motes, J. (2008): «El crecimiento moderno de la población de España de 1850 a 2001: una serie homogénea anual», *Investigaciones de Historia Económica*, 10, 129-162.
- Martí-Henneberg, J. (2005): «Empirical evidence of regional population concentration in Europe, 1870-2000», *Population. Space and Place*, 11 (4), 269-281.
- Morillas-Torné, M.; Franch; X.; Martí-Henneberg, J., y García, A. (2012): «Transformación urbana y desarrollo del ferrocarril en España 1850-2000», *32nd International Geographical Congress*, Cologne, August 2012, 26-30 (en publicación).
- Nel-lo, O. (2004): «¿Cambio de siglo, cambio de ciclo? Las grandes ciudades españolas en el umbral del siglo XXI», *Ciudad y Territorio, Estudios territoriales*, 141-142, 523-542.
- Pons J.; Paluzie E.; Silvestre J., y Tirado D. A. (2007): «Testing the new economic geography: migrations and industrial agglomerations in Spain», *Journal of Regional Science*, 47 (2), 289-313.
- Recaño, J. (2004): «Migraciones internas y distribución espacial de la población española», en Leal Maldonado, J. C. (coord.): *Informe sobre la situación demográfica en España. 2004*. Madrid: Fundación Fernando Abril Martorell, 187-230.
- Recaño, J. (2006): «Los intercambios poblacionales entre las regiones españolas», en Fernández Cordón, J. A., y Leal Maldonado, J. C. (coords.): *Análisis territorial de la demografía española: 2006*. Madrid: Fundación Fernando Abril Martorell, 273-318.
- Recaño, J., y Cabré A. (2003): «Migraciones interregionales y ciclos económicos en España (1988-2001)», *Papeles de geografía*, 37, 179-197.
- Reher, D. S. (1986): «Desarrollo urbano y evolución de la población: España 1787-1930», *Revista de Historia Económica*, IV (1), 39-66.

- Reher, D. S., y Valero Lobo, A. (1995): *Fuentes de información demográfica en España*. Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Reques, P. (2001): «Geoscopia de la población española: análisis, a escala municipal, de los actuales desequilibrios territoriales», en A. Abellán *et al.* (eds.) *Las claves demográficas del futuro de España*. Madrid: Fundación Cánovas del Castillo, 108-129.
- Reques, P., y Rodríguez, V. (1998): *Atlas de la población española: análisis de base municipal*. Santander: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cantabria.
- Tirado D. A.; Paluzie E., y Pons J. (2002): «Economic integration and industrial location: the case of Spain before World War I», *Journal of Economic Geography*, 2 (3), 343-363.
- Vinuesa, J. (1996): «Dinámica de la población urbana en España (1857-1991)», *Ciudad y Territorio. Estudios Territoriales*, XXVIII (107-108), 185-216.

El fenómeno de la pobreza juvenil: ¿hay diferencias relevantes entre Comunidades Autónomas?

Cecilia Albert *, María Ángeles Davia **

RESUMEN: Este artículo analiza la variabilidad en el fenómeno de la pobreza de los jóvenes entre Comunidades Autónomas españolas. Utilizando la Encuesta de Condiciones de Vida se estima un modelo *logit* multinivel de efectos aleatorios. Los resultados apuntan a variaciones entre Comunidades Autónomas en la pobreza por el dispar impacto de la edad, el capital humano, las formas de convivencia, el número de hijos, la nacionalidad y la crisis económica. Las variables incorporadas en el análisis no recogen toda la variabilidad regional, a la que puede contribuir también la estructura productiva o las prestaciones sociales de cada Comunidad Autónoma.

Clasificación JEL: D31; I32; J13.

Palabras clave: pobreza; jóvenes; regiones.

Youth poverty: are there relevant differences across regions?

ABSTRACT: This paper aims to analyze regional variability in youth poverty in Spain. We deploy the Spanish Survey of Income and Living Conditions to conduct a random effects or multilevel logit model. Results point to regional variability due to diverse impact of age, human capital, living arrangements, number of children, nationality and the recent economic crisis. Regional differences do not entirely respond to the variables included in the analysis and may be explained by other indicators such as those related to the structure of the productive system or the redistributive capacity of the social benefits from the autonomous communities.

JEL Classification: D31; I32; J13.

Keywords: poverty; youth; regions.

* Universidad de Alcalá.

** Universidad de Castilla-La Mancha.

Dirección de contacto: Cecilia Albert Verdú (Cecilia.albert@uah.es). Facultad de Ciencia Económicas y Empresariales. Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica. Plaza de la Victoria s/n, 28802 - Alcalá de Henares (Madrid). Teléfonos: +34-918854263-4202.

Recibido: 12 de abril de 2012 / Aceptado: 23 de enero de 2013.

1. Introducción

El objetivo de este artículo es explorar las diferencias regionales tanto en los niveles como en los determinantes de la pobreza monetaria relativa de los jóvenes en España. En particular, se desea conocer la existencia de variabilidad del riesgo de pobreza juvenil entre regiones, así como detectar si determinados factores de riesgo de pobreza afectan de forma dispar entre las Comunidades Autónomas y si hay algún patrón que describa dichas diferencias. Para ello se aplican modelos *logit* multinivel a los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para los años 2005 hasta 2010. Esta metodología permite contrastar, además de la existencia de diferencias regionales en la pobreza de los jóvenes, si existen diferencias regionales en sus determinantes.

Este trabajo se enmarca en una línea reciente de estudios sobre la pobreza en los jóvenes, colectivo al que, por diferentes razones, cada vez se presta más atención en la literatura. Por un lado, en países donde la emancipación se retrasa, como es el caso de España, la pobreza de los jóvenes responde a la precariedad laboral y de rentas con la que inician sus vidas laborales (Toharia *et al.*, 2007). En otros países, especialmente en aquellos donde los procesos de emancipación son más tempranos (esencialmente, los nórdicos y los de Europa continental), los jóvenes presentan un riesgo diferencial de pobreza respecto a la población adulta (Aassve *et al.*, 2007; Mendola *et al.*, 2009), si bien también es cierto que son un grupo relativamente dinámico en términos de salida de la pobreza (Kemp *et al.*, 2004).

Aunque en España la pobreza monetaria relativa¹ de los jóvenes (15% en el periodo analizado) no es superior a la del conjunto de la población (20% aproximadamente), sabemos que ciertos colectivos de jóvenes son especialmente vulnerables a la pobreza (Albert y Davia, 2011; Ayllón, 2009) y que existen diferencias importantes en la incidencia de la pobreza por Comunidades Autónomas (Pérez Mayo, 2008). Además, en los últimos dos años la crisis económica ha incrementado la tasa de pobreza de los jóvenes, pasando de un 14,21% en el periodo anterior a la crisis que va de 2004 a 2007 (ECV de 2005 a 2008) a un 17,47% en el periodo inicial de la crisis que va de 2008 a 2009 (ECV de 2009 y 2010). No obstante, la incidencia de la crisis económica no ha tenido por qué ser homogénea entre regiones, puesto que éstas se han visto afectadas por la crisis con distinta intensidad en función, entre otras cosas, de sus estructuras productivas, es decir, del peso del sector de la construcción y la industria y su apertura al comercio internacional (Ruiz-Huerta Carbonell *et al.*, 2009). Todo ello parece indicar que la actual crisis económica pudiera estar afectando tanto a la pobreza de los jóvenes como a su variabilidad en el territorio. En este artículo abordamos estas cuestiones, ampliando la escasa evidencia empírica sobre pobreza juvenil en España en dos sentidos: atendiendo a la variabilidad de la pobreza

¹ La pobreza monetaria se define como el porcentaje de personas que están por debajo de un determinado umbral de la mediana de la renta equivalente de los hogares del país en un momento determinado. La denominada pobreza relativa se establece bajo el umbral del 60% de la mediana de la renta equivalente.

de los jóvenes entre Comunidades Autónomas y estudiando la incidencia de la actual crisis económica.

España es un territorio muy heterogéneo y es de esperar que haya importantes disparidades en la distribución de la renta entre regiones que pueden resultar de diferencias en el perfil de los jóvenes que viven en ellas, del *stock* de capital humano disponible y/o el patrón de abandono del hogar paterno o incluso de las condiciones de los mercados de trabajo regionales, tal y como se sugiere en los trabajos de Jurado y Pérez Mayo (2007) y Ayala *et al.* (2011).

El estudio de las diferencias regionales de la pobreza en España se ha abordado desde distintos enfoques. Por ejemplo, Ayala *et al.* (2011) distinguen entre las diferencias en pobreza que resultan de la estructura sociodemográfica característica de las regiones y la elasticidad en el riesgo de pobreza de unas características dadas («rendimientos»). Otro enfoque es el de Calvo *et al.* (2010), que cuantifican y describen la intensidad relativa de la pobreza en las Comunidades Autónomas. Por su parte, García-Luque *et al.* (2009) describen la persistencia en la pobreza y las entradas y salidas de la pobreza por regiones. Los autores advierten desigualdad en los flujos hacia y desde la pobreza, tanto entre diferentes colectivos como entre Comunidades Autónomas. Desde una óptica macroeconómica se ha prestado atención, más que a la pobreza, a la distribución de la renta y la posible convergencia regional en esta distribución, como es el caso de Ahamdanech *et al.* (2010), que confirman la escasa reducción de las disparidades en renta entre regiones.

En la literatura económica sobre la pobreza en hogares donde viven jóvenes (Cantó y Mercader-Prats, 1999, 2001; Ayllón, 2007; Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) los principales factores de riesgo de pobreza de la población joven son la inestabilidad en sus rentas laborales², la relación con la actividad y la composición familiar (Ayllón, 2007), la independencia residencial (Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) y, una vez alcanzada ésta, la maternidad y paternidad (Aassve *et al.*, 2005). Más recientemente, Ayllón (2009) pone énfasis en las diferencias en el riesgo de pobreza que puede haber entre jóvenes emancipados y no emancipados. Ayllón (2009) encuentra, en línea con nuestros propios resultados, que los jóvenes no emancipados tienen un mayor riesgo de pobreza, lo que posiblemente responde al hecho de que los jóvenes no se emancipan del hogar familiar hasta que no tienen la certeza de que su riesgo de pobreza será igual, o incluso menor, al que tienen en el hogar paterno. En este artículo tenemos en cuenta, mediante variables de control introducidas en los modelos multivariantes, el tipo de convivencia del joven: si convive o no con sus padres, con pareja o en otras modalidades de convivencia.

El orden de contenidos del artículo es el siguiente: en la sección 2 presentamos la base de datos y la muestra seleccionada, la metodología empleada y las variables utilizadas; la sección 3 recoge los principales resultados del análisis; y la 4 resume los resultados y las principales conclusiones de este estudio.

² Dada esta inestabilidad Cantó y Mercader-Prats (1999, 2001) concluyen que los jóvenes tienden a utilizar sus hogares paternos como refugio contra la pobreza.

2. Metodología de la investigación

2.1. La base de datos y la muestra seleccionada

Desarrollada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en coordinación con la Oficina Estadística de la Unión Europea (*Eurostat*), la ECV está diseñada para conocer la distribución de la renta en los hogares, las condiciones materiales de vida y la relación con la actividad económica. Esta encuesta se realizó en España por primera vez en el año 2004 y su periodicidad es anual. El tamaño de la muestra es, aproximadamente, de 16.000 hogares al año, distribuidos en 2.000 secciones censales. A pesar de que la ECV es representativa de cada Comunidad Autónoma, al segmentar la muestra por grupos demográficos no amplios y regiones, podemos encontrar variabilidad en los resultados de pobreza que deben ser interpretados con cautela.

La ECV es, en este momento, una de las bases de datos más utilizadas para el estudio de la pobreza en España, tanto para el total de la población (Gil Izquierdo y Ortiz Serrano, 2009) como para colectivos demográficos concretos (Ayala y Sastre, 2007), y también con ella se han llevado a cabo algunos análisis que contemplan diferencias regionales (Pérez Mayo, 2008; García-Luque *et al.*, 2009; Ahamdanech *et al.*, 2010; Ayala *et al.*, 2011).

En este trabajo se utilizan los datos desde 2005³ hasta 2010. La información sobre rentas en cada año hace referencia al año anterior, lo cual nos permite diferenciar entre el periodo de auge económico que va de 2004 a 2007 (con la información recabada de 2005 a 2008) y los dos primeros años de la crisis económica actual, 2008 y 2009 (con la información recabada en los años 2009 y 2010).

Este estudio se centra en el colectivo de los jóvenes. No hay consenso alguno sobre qué se entiende por persona joven: las definiciones más estrictas, que reducen la juventud a la edad entre dieciséis y veinticuatro años, dejan fuera a una gran cantidad de personas que, en el caso español, no se han emancipado del hogar paterno (en España la edad media de emancipación ronda la treintena, como puede verse en Aassve *et al.*, 2007). De ahí que hayamos optado por una definición muy amplia de juventud, hasta los treinta y cuatro años de edad, con el objeto de detectar también a jóvenes emancipados y recoger así el patrón de emancipación tardía de los jóvenes en España. Sobre un total de 220.925 observaciones de mayores de quince años se han seleccionado 48.415 correspondientes a jóvenes de dieciséis a treinta y cuatro años, de las cuales 47.487 cuentan con valores válidos en todas las variables utilizadas en el análisis multivariante.

³ Aunque los ficheros de microdatos de la ECV están disponibles desde 2004, el tamaño equivalente del hogar fue incorporado en los mismos a partir de 2005 por el INE. Preferimos no computar el tamaño equivalente del hogar en previsión de posibles errores en el tamaño observado de los hogares en los ficheros de microdatos a disposición de los usuarios y utilizar únicamente la definición proporcionada por el INE al respecto desde el año 2005.

2.2. Metodología: modelos logísticos multinivel

La aplicación de modelos de regresión logística tradicionales no tiene en cuenta la estructura frecuentemente jerárquica de los datos, es decir, el hecho de que las observaciones individuales no son plenamente independientes entre sí, en el sentido de que pertenecen a colectivos que pueden estar afectados por características comunes (Martín Martín *et al.*, 2011). En nuestro caso, los jóvenes pueden verse afectados por estructuras productivas regionales y por políticas correctoras de la desigualdad específicas de las regiones donde viven. El análisis multinivel, en cambio, permite profundizar en las diferencias regionales, concretamente, afrontar las tres cuestiones fundamentales de este trabajo: medir el grado de variabilidad en el riesgo de pobreza entre regiones; si las características de los jóvenes (como la edad, el sexo o el nivel educativo) tienen un impacto dispar entre Comunidades Autónomas; y si las diferencias regionales en la pobreza pueden ser explicadas por diferencias en los efectos de la crisis económica.

Los modelos multinivel son apropiados para el análisis regional, ya que permiten considerar explícitamente que las observaciones de una misma región no son totalmente independientes en la medida en la que están afectadas por características (variables) comunes (Giuliano *et al.*, 2010). En nuestro caso, un ejemplo sería la estructura productiva que puede condicionar, entre otras cosas, el acceso a la educación o la temporalidad en el empleo. Los modelos de regresión logística multinivel se aplican en muy diversos ámbitos, como en Ciencias de la Educación en general y en Economía de la Educación⁴ en particular, así como en Economía de la Salud (por ejemplo, en Martín Martín *et al.*, 2011) se aplica esta técnica para analizar la desigualdad en salud en las Comunidades Autónomas españolas).

A continuación se resumen los fundamentos esenciales de la metodología aquí utilizada. La muestra está dispuesta en dos niveles: el nivel 1 son los jóvenes entrevistados (i), y el nivel 2 (j) son las Comunidades Autónomas. En este trabajo adoptamos el punto de vista de los modelos de variables latentes para exponer los diferentes modelos multivariantes que se aplican empíricamente. En nuestro caso, se trata de modelizar la variable continua latente inobservable y_{ij}^* que mide el nivel de pobreza del hogar en el que vive el joven. Cuando la variable latente toma un valor inferior al 60% de la mediana de la renta equivalente del hogar, observamos que la variable dicotómica, y_{ij} , toma el valor 1, mientras que si toma un valor superior observamos que y_{ij} toma valor 0. En aras de simplificar la notación, vamos a suponer que la variable latente, y_{ij} , depende de una sola característica x_{ij} (variable explicativa), lo que permite expresar el modelo dicotómico del siguiente modo:

$$y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij} + e_{ij}^* \quad (1)$$

⁴ A partir del trabajo de Goldstein (1987) se produce un aumento de trabajos donde se toman variables relativas a los colegios, los grupos de alumnos que comparten una asignatura y las características de los profesores en la determinación de logros educativos de los estudiantes.

donde y_{ij}^* es el nivel de pobreza del hogar en el que vive un joven i en una Comunidad Autónoma j ; β_0 es el nivel medio de pobreza para todo el Estado, cuya variabilidad por Comunidad Autónoma viene expresada por u_{0j} ; β_1 es la pendiente media del país que corresponde a la variable explicativa x_{ij} , con una variabilidad para cada Comunidad Autónoma que viene expresada por u_{1j} ; por último, e_{ij} es el residuo individual que sigue una distribución logística con varianza $\sigma_{e^*ij}^2 = 3,29$. En nuestra especificación los efectos aleatorios de los grupos (u_{0j} y u_{1j}) siguen una distribución normal de media 0 y varianza σ_{u0}^2 y σ_{u1}^2 , respectivamente, y covarianza σ_{u01}^2 . Resumiendo, podemos considerar que en un modelo multinivel se estiman dos tipos de parámetros: los correspondientes a la parte fija (β_0 y β_1) y los de la parte aleatoria (u_{0j} y u_{1j}).

Si no tenemos en cuenta la estructura jerarquizada de la muestra, podríamos estimar, como un caso particular del modelo multinivel (1), un modelo *logit* estándar de efectos fijos en el que el único nivel es el individuo (i).

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i^* \quad (2)$$

Este tipo de modelos permite tener una primera aproximación al efecto de la región sobre la pobreza incorporando variables dicotómicas regionales (los resultados de este modelo se presentan en la columna 1 del cuadro 3).

En la columna 2 del cuadro 3 se presentan los coeficientes fijos de la constante (β_0) y de las covariables (β_1) del modelo multinivel de constantes aleatorias. Es importante aclarar que el componente fijo de los coeficientes de las variables independientes del modelo multinivel (β_1) proporcionan información sobre el efecto de una variable explicativa sobre la pobreza de los jóvenes dentro de una misma Comunidad Autónoma. Este efecto suele conocerse como el efecto intra-grupo.

Un elemento fundamental que aportan los modelos multinivel frente a los modelos de efectos fijos es que permiten distinguir cuál es la proporción de la varianza total de los errores que resulta de las diferencias entre grupos. A esta proporción se le llama coeficiente de partición de la varianza (*variance partition coefficient, VPC*) y se calcula del siguiente modo:

$$VPC = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} \quad (3)$$

Para contrastar si hay diferencias entre grupos se aplica un test del ratio de verosimilitud (*likelihood ratio test*) que compara los valores de la verosimilitud del modelo estándar de un solo nivel, donde no está reconocida la estructura jerárquica de la muestra, y el modelo multinivel. Para detectar si hay una correlación efectiva entre los errores de las constantes y los de las pendientes aleatorias se establece un test de verosimilitud entre el modelo antes y después de incorporar la variable explicativa en la parte aleatoria, y se compara el valor del test con una distribución *Chi2* con un

número de grados de libertad equivalente al nuevo número de parámetros necesarios para incorporar a esta nueva variable⁵.

Finalmente, la forma más directa de ver la posible correlación entre pendientes y constantes aleatorias es estimando la correlación entre ambas:

$$\rho_{01} = \frac{Cov(u_{0j}, u_{1j})}{\sqrt{Var(u_{0j}) \cdot Var(u_{1j})}} = \frac{\sigma_{u01}}{\sigma_{u0} \cdot \sigma_{u1}} \quad (4)$$

Esta correlación indica el sentido de la asociación entre las constantes de los distintos grupos (u_{0j}) y sus pendientes (u_{1j}). Si es positiva, podemos decir que las Comunidades Autónomas cuya constante específica ($\beta_0 + u_{0j}$) está por encima de la media del país (β_0) tienen además pendientes específicas ($\beta_1 + u_{1j}$) por encima de la pendiente media del país (β_1). Por el contrario, si es negativa, las Comunidades Autónomas cuya constante específica está por encima de la media del país tienen pendientes específicas por debajo de la pendiente media del país.

La información sobre la parte aleatoria del modelo que se presenta en el cuadro 4 contiene: la varianza de la constante (σ_{u0}^2) y su desviación estándar; el coeficiente de partición de la varianza (VPC); dos test de la *Chi-2* que nos permiten comparar el modelo multinivel de dos niveles con el modelo de coeficientes fijos de un solo nivel y el modelo multinivel con pendientes aleatorias frente al modelo multinivel que sólo considera variabilidad en la constante; y el coeficiente de correlación entre los términos aleatorios de la constante y de la pendiente (ρ_{01}). Alternativamente se pueden graficar los errores de las constantes (u_{0j}) y los de las pendientes (u_{1j}), tal y como se hace en el Panel 1.

2.3. Variables consideradas y análisis descriptivo

La variable a explicar en los modelos multivariantes es la pobreza monetaria del hogar en el que vive el joven, calculada sobre la renta monetaria equivalente⁶ del hogar en el año anterior al de la entrevista, con un umbral fijado en el 60% de la mediana de la renta familiar equivalente en todo el territorio nacional, siguiendo así la opción más habitual en la literatura que, sin embargo, no está exenta de discusión (Ayala *et al.*, 2012). Aunque la pobreza monetaria no es la única estrategia o variable clave en el estudio de la pobreza (otras vías alternativas son exploradas en Albert y Davia, 2011) tiene la ventaja de que, al responder a un criterio definido por *Eurostat*, permite la comparabilidad de nuestros resultados con los obtenidos en otros países o los que se han obtenido en España en el pasado.

El fenómeno de la pobreza de los jóvenes en España no registra la misma intensidad en todo el territorio. Además, esta realidad ha sufrido ciertos cambios con la

⁵ Podemos incorporar varias variables, por ejemplo, varias variables dicotómicas para identificar a una variable categórica con varios valores.

⁶ El INE calcula la renta equivalente con la escala modificada de la OCDE.

crisis económica. Por lo general, el problema se ha agravado, pero este agravamiento tiene excepciones y distintas intensidades. El cuadro 1 muestra los niveles medios de pobreza joven en todas las Comunidades Autónomas. En él se puede ver, en primer lugar, que a lo largo del periodo 2005-2010 los jóvenes registraron un riesgo medio de pobreza del 15,26% y que éste aumenta desde el inicio de la crisis económica del año 2008 (17,43%).

Cuadro 1. Tasas de pobreza de la población joven en España (16-34 años) 2005-2010

	<i>De 2005 a 2010</i>	<i>De 2005 a 2008</i>	<i>2009 y 2010</i>
Total jóvenes	15,26	14,21	17,43
Galicia	16,32	16,51	15,93
Principado de Asturias	11,75	11,19	12,99
Cantabria	10,78	9,58	13,22
País Vasco	6,89	6,14	8,53
Comunidad Foral de Navarra	5,07	5,05	5,11
La Rioja	14,03	14,31	13,41
Aragón	10,18	9,11	12,35
Comunidad de Madrid	9,12	8,29	10,83
Castilla y León	16,25	16,94	14,82
Castilla-La Mancha	17,30	15,71	20,35
Extremadura	28,97	29,34	28,22
Cataluña	10,37	9,58	12,00
Comunidad Valenciana	13,32	11,94	16,15
Illes Balears	11,11	10,89	11,56
Andalucía	23,95	22,11	27,65
Región de Murcia	19,14	16,77	23,77
Ceuta y Melilla	27,34	28,52	25,00
Canarias	21,42	19,17	26,24
Número de observaciones	48.415	32.358	16.057

Fuente: ECV, 2005-2010.

Los niveles más bajos de pobreza joven se corresponden con Navarra, País Vasco, Madrid, Aragón y Cantabria, mientras que los más elevados se registran en Extremadura, Ceuta y Melilla, Andalucía y Canarias. También se observa que el empeoramiento durante el periodo de crisis económica es especialmente marcado en Canarias, Andalucía y Castilla-La Mancha mientras que llega a descender ligeramente en Ceuta y Melilla, Extremadura y Castilla y León, y experimentan pocos cambios en Galicia, La Rioja y Baleares.

En los modelos de pobreza, de forma coherente con la literatura nacional e internacional, el riesgo de pobreza en los hogares donde viven los jóvenes se hace depender de tres grupos de características: personales, del hogar y laborales.

Entre las características personales se encuentran el sexo, la edad, el nivel educativo más alto alcanzado por el joven y su nacionalidad⁷. Es conocido que las mujeres tienen mayores riesgos de pobreza que los varones, lo que responde a que son más frecuentes los hogares monoparentales cuya cabeza es una mujer que aquellos donde es un varón. De ser esa tendencia cierta en personas menores de treinta y cinco años en España también cabría esperar una mayor incidencia de la pobreza en las mujeres (Cantó y Mercader-Prats, 2001). En cuanto a la edad, al estar correlacionada con los ingresos laborales y con la experiencia laboral potencial que puede contribuir a la percepción de prestaciones en el caso de desempleo, sí podemos esperar una reducción del riesgo de pobreza con la edad, algo que además ya es muy conocido en la literatura sobre pobreza juvenil (Ayllón, 2009; Albert y Davia, 2011). El nivel educativo constituye un indicador esencial de capital humano, que sin duda es la *proxy* más relevante de la productividad y de ingresos potenciales de los jóvenes, por cuanto esperamos que los jóvenes más cualificados registren menos riesgo de pobreza (Albert y Davia, 2011). A esto hay que sumarle el hecho de que en el caso de los jóvenes no emancipados el nivel educativo puede estar relacionado con el status socio-económico de sus padres y hermanos (Albert, 2000), y que, por tanto, también es de esperar que los jóvenes más cualificados vivan en hogares con un menor riesgo de pobreza dados los ingresos de las personas con las que conviven.

Entre las características familiares están la configuración de su hogar (que llamaremos situación de convivencia) y el número de hijos del entrevistado. La literatura sobre pobreza juvenil tanto española (Ayllón, 2009) como internacional (Aassve *et al.*, 2007; Parisi, 2008) pone mucho énfasis en el papel de la situación de convivencia a la hora de marcar el riesgo relativo de pobreza en los jóvenes. El abandono del hogar paterno constituye en algunos países un factor de riesgo de pobreza, si bien este riesgo relativo es menor en los países mediterráneos como España que en otros, en la medida en que los jóvenes tienden a abandonar el hogar paterno cuando ya tienen un nivel de ingresos que les permite al menos igualar el riesgo de pobreza que tienen en el hogar paterno. Evidencia sobre el menor riesgo de pobreza en jóvenes emancipados (salvo cuando tienen hijos propios) puede verse en Ayllón (2009).

Las características laborales vienen recogidas por la situación laboral del joven. Es muy conocida en la literatura sobre pobreza en España la vinculación entre la falta de empleo, en especial el paro, y sobre todo cuando afecta al cabeza de familia, y la pobreza (Gil Izquierdo y Ortiz Serrano, 2009; García-Serrano y Toharia, 2008). Por otro lado los ocupados en España, sobre todo aquellos que trabajan a tiempo parcial,

⁷ En versiones anteriores de estos modelos se probó además con las variables que identifican discapacidad, y se optó por no incorporarlas en el modelo porque no resultaban ser significativas. Los resultados están a disposición del lector interesado.

registran un riesgo relativo de pobreza (también llamada pobreza laboral) bastante alto en los estándares europeos (Gutiérrez, 2009). Por todo esto esperamos encontrar un riesgo relativo de pobreza especialmente marcado en los jóvenes cuya situación laboral más frecuente en el año de referencia en la renta sea el desempleo, y también más riesgo de pobreza en los trabajadores a tiempo parcial que en aquellos que trabajan a jornada completa.

Finalmente, también se incluirá en los modelos una variable *dummy* que recoge el efecto de los inicios de la crisis (las dos últimas olas de la ECV). El impacto de la actual crisis económica en el riesgo de pobreza como resultado del fuerte deterioro del mercado de trabajo ya está recibiendo atención en la literatura (Cantó, 2010) y sobre ello se espera que haya bastante evidencia empírica en el futuro inmediato.

El cuadro 2 recoge descriptivos de las variables explicativas utilizadas en el análisis. En lugar de ofrecer los valores medios de cada Comunidad Autónoma, ofrecemos el valor medio del país y el mínimo y máximo que registran las Comunidades Autónomas, de forma que pueda reflejarse la variabilidad en todo el territorio en la distribución de las características que definen el riesgo de pobreza. Algunos resultados deben tomarse con cierta cautela dado que la representatividad de la muestra puede reducirse al desagregar por grupos demográficos, regiones y resto de variables consideradas.

Cuadro 2. Valores medios, mínimos y máximos en las Comunidades Autónomas de las variables utilizadas en el análisis multivariante (expresados como %).

Población: jóvenes entre dieciséis y treinta y cuatro años de edad

	<i>Media</i>	<i>Mínimo</i>	<i>CCAA</i>	<i>Máximo</i>	<i>CCAA</i>
Pobreza monetaria	15,26	5,07	NAV	28,97	EXT
Sexo					
Varones	51,38	50,28	C&M	52,59	MUR
Mujeres	48,62	47,41	MUR	49,72	C&M
Grupos de edad					
Menores de 25 años	35,76	33,86	CAT	40,01	EXT
25-34 años	64,24	59,99	EXT	66,14	CAT
Nivel educativo					
Educación primaria u obligatoria	39,02	22,13	PV	51,40	MUR
Educación secundaria post-obligatoria	29,35	25,17	AND	36,17	AST
Educación superior	32,12	21,84	MUR	48,13	PV
Nacionalidad					
Español nacido en España	90,21	80,17	RIO	98,18	EXT
Otras situaciones	9,79	1,82	EXT	19,83	RIO

Cuadro 2. (continuación)

	Media	Mínimo	CCAA	Máximo	CCAA
Situación de convivencia					
Solo/a	4,17	1,89	CANT	7,16	BAL
Con ambos padres	47,80	39,52	BAL	56,80	CyL
Con padre o madre únicamente	10,80	7,90	NAV	15,06	C&M
Con pareja	31,23	23,16	AST	37,86	BAL
Con pareja y padres	0,86	0,23	ARA	2,85	GAL
Sin pareja ni padres	5,14	2,56	CyL	8,23	MAD
Número de hijos					
Ningún hijo	82,39	74,53	CyM	88,08	CyL
Un hijo	11,50	8,63	CyL	14,51	CyM
Dos hijos	5,51	2,89	PV	8,94	CyM
Tres o más hijos	0,60	0,06	PV	2,01	CyM
Situación laboral más frecuente en el año de referencia para las variables de renta					
Otras situaciones	2,93	1,51	CyM	4,62	BAL
Ocupado a tiempo completo	50,79	39,99	CyM	56,94	BAL
Ocupado a tiempo parcial	6,75	4,13	CyM	8,11	CAT
Parado	9,85	4,03	ARA	21,87	CyM
Estudiante	24,69	20,55	BAL	32,42	AST
Inactivo	4,99	2,93	MAD	9,44	CyM
Crisis					
Observaciones en 2005-2008	67,33	65,79	CLM	68,84	AST
Observaciones en 2009-2010	32,67	31,16	AST	34,21	CLM
Número de observaciones	48.415	32.358		16.057	

Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Como era de esperar, no hay diferencias reseñables en la distribución de varones y mujeres entre Comunidades Autónomas, pero sí lo hay en la distribución por edades: los menores de veinticinco años representan el 35,76% de los jóvenes en la muestra, y el peso de este colectivo oscila entre el 33,86% en Cataluña y 40,01% en Extremadura. También hay diferencias importantes en el *stock* de capital humano entre regiones: el 39,02% de los jóvenes de la muestra de ámbito nacional han conseguido llegar, como máximo, a la educación obligatoria, pero oscila entre el 22,13% del País Vasco y el 51,40% de Murcia. Los jóvenes que no han nacido en España y no tienen la nacionalidad española representan el 9,79%, entre el valor mínimo de Extremadura (2%) y el máximo de la Rioja (casi el 20%).

El 47,8% de los jóvenes en España vive con ambos padres, pero esta situación es bastante menos frecuente en Baleares (39,52%) y considerablemente más habitual en

Castilla y León (56,8%). En esta línea, también los jóvenes castellano-leoneses son los que menos hijos tienen (el 88,08% de ellos no tiene ningún hijo frente al 82,39% de media en España), mientras que una de las Comunidades Autónomas con mayor incidencia de la pobreza joven, como es Ceuta y Melilla es, con diferencia, la región donde los jóvenes tienen un mayor número de hijos. También Ceuta y Melilla es la región donde los jóvenes tienen un menor porcentaje de ocupados, tanto a tiempo completo (40%) como a tiempo parcial (4,13%), y mayor porcentaje de parados (21,87%), que es la situación laboral más relacionada con la pobreza.

3. Resultados de los modelos

La especificación econométrica que se ha seguido para detectar las diferencias regionales en el riesgo de pobreza es el resultado de varias etapas: en una primera etapa consideramos sólo el nivel 1 (individuo) y tomamos efectos fijos en las variables dicotómicas que identifican a cada Comunidad Autónoma. Dejamos Navarra como categoría de referencia por el mero hecho de que es la que registra los niveles más bajos de pobreza al inicio del periodo de observación (columna 1 del cuadro 3). En una segunda fase tomamos en consideración el nivel 2 de la estructura de la muestra (Comunidades Autónomas) a través de un modelo multinivel de constantes aleatorias (columna 2 del cuadro 3), donde se contempla la posibilidad de que haya variabilidad entre las constantes de cada grupo. Esperamos confirmar esa posibilidad porque casi todas las *dummies* del modelo de efectos fijos son significativas. En una tercera y última etapa probamos nueve modelos de pendientes aleatorias donde vamos incorporando, de una en una, la posibilidad de que haya variabilidad en las pendientes de las características más relevantes de la parte de efectos fijos de los modelos (cuadro 4).

A continuación vamos a comentar en primer lugar la parte fija del modelo de efectos fijos y la del modelo de constante aleatoria (cuadro 3). Puede apreciarse la notable estabilidad de la parte fija del modelo cuando se toman efectos fijos de las Comunidades Autónomas a través de 17 variables dicotómicas y cuando se estima el modelo con constantes aleatorias, es decir, con efectos aleatorios en las Comunidades Autónomas. Por otro lado, los coeficientes fijos de este último modelo son muy estables en todas las especificaciones que se han probado de modelos de pendientes aleatorias, por lo que se muestran sólo los resultados de la parte fija del modelo de constantes aleatorias⁸.

En primer lugar, no se encuentran diferencias significativas entre varones y mujeres en el riesgo de pobreza, pero sí con la edad: los menores de veinticinco años son más proclives a vivir en la pobreza que los que tienen entre veinticinco y treinta y cuatro años de edad. La educación está correlacionada con el riesgo de pobreza: los jóvenes menos cualificados tienen, en comparación con aquellos que han terminado la educación superior, mayor riesgo de pobreza. Los jóvenes que no son españoles nativos (bien porque no han nacido en España o porque no tienen nacionalidad española) tienen también un mayor riesgo de pobreza que los nativos.

⁸ Los resultados de los nueve modelos de pendientes aleatorias están a disposición del lector interesado.

Cuadro 3. Estimación de los efectos de diferentes covariables sobre la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre.

Modelos de efectos fijos y modelo multinivel.

Modelo de efectos fijos y parte fija del modelo de constantes aleatorias

<i>Grupos de variables</i>	<i>Variables</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
Sexo (ref.: mujer)	Varón	0,028 (0,028)	0,028 (0,028)
Edad (ref.: 25-34 años)	16-24 años	0,094*** (0,036)	0,093*** (0,036)
Nivel educativo (ref.: educación superior)	Educación primaria u obligatoria	0,710*** (0,039)	0,712*** (0,039)
	Educación secundaria completa	0,256*** (0,041)	0,257*** (0,041)
Nacionalidad: (ref.: español nacido en España)	No es español nacido en España	0,838*** (0,042)	0,835*** (0,042)
Situación de convivencia (ref.: vive con ambos padres)	Solo/a	0,843*** (0,084)	0,842*** (0,084)
	Con padre o madre únicamente	0,314*** (0,038)	0,314*** (0,038)
	Con pareja	-0,502*** (0,056)	-0,503*** (0,056)
	Con pareja y padres	-0,455*** (0,124)	-0,454*** (0,124)
	Sin pareja ni padres	0,532*** (0,059)	0,532*** (0,059)
Número de hijos (ref.: no tiene hijos)	Un hijo	0,531*** (0,059)	0,531*** (0,059)
	Dos hijos	1,164*** (0,068)	1,164*** (0,068)
	Tres o más hijos	2,291*** (0,116)	2,289*** (0,116)
Situación laboral más habitual en el año de referencia para la renta (ref.: ocupado a tiempo completo)	Otras situaciones	0,865*** (0,077)	0,866*** (0,077)
	Ocupado a tiempo parcial	0,595*** (0,061)	0,594*** (0,061)
	Parado	1,708*** (0,042)	1,710*** (0,042)
	Estudiante	1,284*** (0,041)	1,284*** (0,041)
	Inactivo	1,593*** (0,054)	1,593*** (0,054)

Cuadro 3. *(continuación)*

<i>Grupos de variables</i>	<i>Variables</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
Crisis económica	2009-2010 (renta en 2008-2009)	0,089*** (0,028)	0,089*** (0,028)
Comunidades Autónomas (ref.: Navarra)	Galicia	1,148*** (0,113)	
	Principado de Asturias	0,649*** (0,125)	
	Cantabria	0,707*** (0,136)	
	País Vasco	0,429*** (0,130)	
	La Rioja	0,866*** (0,126)	
	Aragón	0,676*** (0,127)	
	Comunidad de Madrid	0,509*** (0,117)	
	Castilla y León	1,263*** (0,115)	
	Castilla-La Mancha	1,324*** (0,115)	
	Extremadura	1,765*** (0,114)	
	Cataluña	0,609*** (0,112)	
	Comunidad Valenciana	0,895*** (0,113)	
	Illes Balears	0,617*** (0,129)	
	Andalucía	1,447*** (0,107)	
	Región de Murcia	1,335*** (0,114)	
	Ceuta y Melilla	1,569*** (0,124)	
Canarias	1,345*** (0,114)		
Constante		-4,196*** (0,112)	-3,241*** (0,116)

Cuadro 3. (continuación)

<i>Grupos de variables</i>	<i>Variables</i>	<i>Modelo Efectos fijos</i>	<i>Modelo Constantes aleatorias</i>
	Número de observaciones	47.487	47.487
	Test verosimilitud chi-2	6,774	43,51
	grados de libertad	36	19
	-2LL	-18,858	-18,904
	chi ²		891,2
	<i>p</i> -valor		0,000
	Pseudo-R2	0,152	

Errores estándar entre paréntesis; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Los jóvenes que viven solos, con un solo progenitor o con personas que no son ni sus padres ni sus parejas, tienen más riesgo de vivir en la pobreza que los jóvenes que viven con ambos padres. Por otro lado, resulta interesante que las personas jóvenes que viven en pareja, independientemente de si además reside alguno de los padres de él o de su pareja con ellos, tienen menor riesgo de pobreza que quienes viven con sus padres. La emancipación del hogar paterno no siempre está vinculada a mayores riesgos de pobreza en los jóvenes. Esta evidencia está corroborada en estudios internacionales (Aassve *et al.*, 2007) y en España (Ayllón, 2009) y es un elemento diferencial de los países mediterráneos frente a los continentales y, sobre todo, a los nórdicos o escandinavos. Siguiendo con las características del hogar, el cuadro 3 también muestra cómo aumenta el riesgo de pobreza conforme aumenta el número de hijos (del propio joven) en el hogar.

Otras características que configuran el riesgo de pobreza en los jóvenes vienen dadas por su situación laboral. Cualquier situación laboral distinta del trabajo a tiempo completo en el año de referencia de la información de renta empeora las perspectivas laborales del hogar donde vive el joven; en particular, aumenta el riesgo de pobreza el paro y la situación de inactividad del joven, por encima de la situación de estudios.

En general los resultados obtenidos corroboran evidencia empírica anterior acerca de los factores que explican el riesgo de pobreza en los jóvenes en España en cuanto al papel del nivel educativo de los jóvenes (Albert y Davia, 2011), a su situación convivencial (Ayllón, 2009), a la relación con la actividad económica y en especial el riesgo que representa el desempleo (Toharia *et al.*, 2007; García-Serrano y Toharia, 2008). Los resultados son también compatibles con los de otros países de nuestro entorno, como aquéllos donde se recoge la menor incidencia de la pobreza en jóvenes emancipados de lo que cabría esperar (Aassve *et al.*, 2007) en línea con lo que ocurre en otros países mediterráneos.

Destacamos además que con la crisis económica de 2008 aumenta el riesgo de pobreza de los jóvenes, una vez que se controla por sus características personales, del hogar y laborales. Es decir, la crisis ha agudizado la incidencia de la pobreza aun

controlando por posibles cambios en la composición de las muestras en las Comunidades Autónomas.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de las estimaciones de la parte aleatoria de los nueve modelos multinivel que tienen en común la parte fija del modelo de constantes aleatorias, presentada en la segunda columna de resultados del cuadro 3. En cada modelo hemos configurado la parte aleatoria a partir de la constante aleatoria y una de las covariables que la especificación inicial consideraba fijas. Esto nos permite encontrar evidencia sobre la existencia de diferencias regionales en el impacto de las covariables sobre la pobreza y si estas diferencias siguen algún patrón territorial. En el cuadro 4 se presenta la varianza y la desviación típica de los términos de error de la constante en los modelos de constantes aleatorias; la parte de la varianza que queda pendiente de explicar por las características inobservadas de las Comunidades Autónomas que viene dado por el correspondiente VPC (*variance partition coefficient*); dos test de verosimilitud que contrastan si el modelo multinivel es mejor que el de un solo nivel, y el que corrobora si considerar aleatoria la pendiente de cada una de las variables explicativas mejora la especificación respecto al modelo de constante aleatoria; y por último, se recoge la correlación entre los términos de error de las pendientes y las constantes aleatorias.

Cuadro 4. Resultados del análisis de la variabilidad entre regiones de los efectos de la constante y las covariables sobre la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre. Parte aleatoria de los modelos multinivel

	Variabilidad en las constantes aleatorias			LR test multinivel - un solo nivel		LR test pendientes vs constantes aleat.		Correlación pendientes-constantes aleatorias	
	Var (const.)	Dev. estándar	VPC	Chi (gl)	Prob > chi ²	Chi (gl)	Prob > chi ²		
Modelo de constante aleatoria								Variables	ρ_{01}
	0,200	(0,068)	0,057	891,15	0,000	—	—	—	—
Modelos de pendientes aleatorias									
Sexo	0,207	(0,072)	0,059	891,49	0,000	0,33	0,847	Sexo (mujer)	-0,998
Edad	0,245	(0,085)	0,069	911,55	0,000	20,39	0,000	Edad 16-24	-0,632
Educación	0,159	(0,062)	0,046	914,37	0,000	23,21	0,003	Hasta obligatoria	0,230
								Secundaria	0,129
Nacionalidad	0,231	(0,079)	0,066	926,34	0,000	35,19	0,000	No español	-0,418
Convivencia	0,210	(0,072)	0,060	901,47	0,000	10,32	0,058	Vivir en pareja	-0,600
Núm. de hijos	0,229	(0,079)	0,065	953,92	0,000	62,76	0,000	Un hijo	-0,368
								Dos o más hijos	-0,314
Situación laboral	0,223	(0,079)	0,063	894,68	0,000	3,52	0,619	Paro	-0,415
								Inactividad	-0,429
Crisis	0,226	(0,078)	0,064	901,84	0,000	10,68	0,005	Crisis	-0,605

Fuente: Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

Del cuadro 4 se deducen varios resultados. En primer lugar, destaca que la varianza de las constantes por región oscila entre 0,16 y 0,24, lo que significa que el VPC oscila entre 0,046 y 0,069. Es decir, en función de la pendiente aleatoria que se elija, entre un 4,6% y un 6,9% de la varianza total residual de la probabilidad de los jóvenes de vivir en un hogar pobre se debe a diferencias entre las Comunidades Autónomas. En segundo lugar, los test que comparan cada modelo multinivel con el modelo de un solo nivel reflejan que todas las especificaciones muestran que tener en cuenta las Comunidades Autónomas como nivel 2 (la estructura jerarquizada de la muestra) mejora los resultados respecto a no tenerla, ya que en todos los casos el test resulta significativo al 99% de confianza. En tercer lugar, los test que comparan el modelo de constantes aleatorias con cada uno de los modelos de pendientes aleatorias confirman que casi todas las especificaciones de pendientes aleatorias mejoran significativamente los modelos en comparación con el de constantes aleatorias, con dos excepciones: el sexo⁹ y la situación laboral. Esto último apunta a que las situaciones de ausencia de empleo tienen un impacto en la pobreza de magnitud semejante en las distintas Comunidades Autónomas.

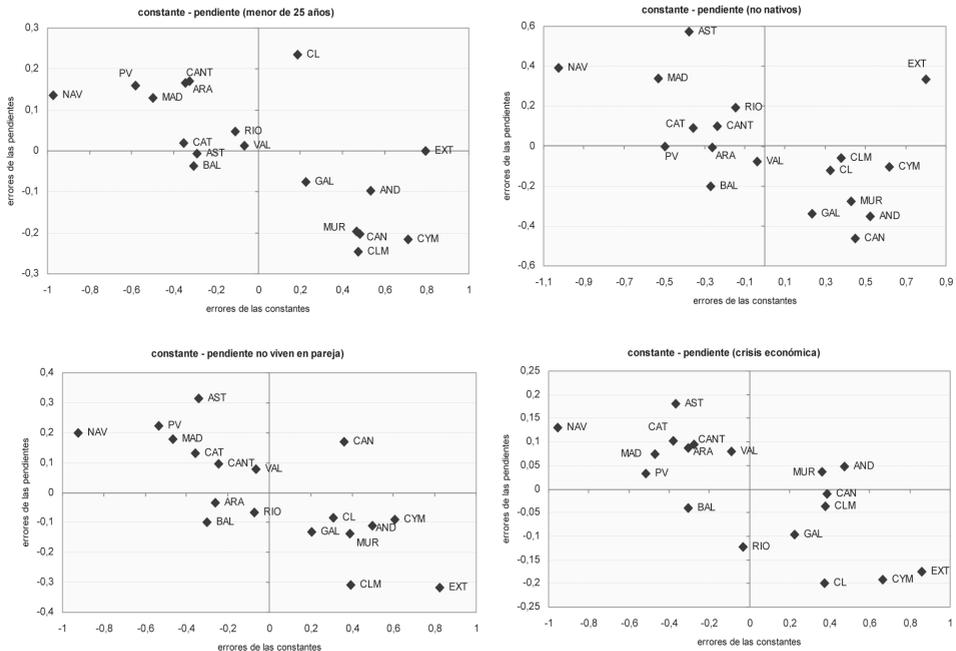
Por último, la correlación negativa entre los términos de error (última columna del cuadro 4) de constantes y pendientes aleatorias, implica una tendencia suave a que en las Comunidades Autónomas donde hay más pobreza (mayor constante en la ecuación de pobreza) también haya un menor impacto (pendiente) de variables como nacionalidad, número de hijos, paro o inactividad. Esta tendencia es más pronunciada en el caso de ser mujer, no convivir en pareja y no ser nativo español y la crisis. Sin embargo, en las Comunidades con altas tasas de pobreza joven se castiga todavía más (aumenta el riesgo de pobreza) el tener un nivel educativo bajo (hasta Secundaria Obligatoria) que en aquéllas donde los niveles están por debajo de la media nacional.

Para corroborar este último aspecto mostramos el panel 1 de gráficos, donde aparecen representados los errores relativos a la constante y los de las pendientes.

Los gráficos aparecen divididos en cuatro cuadrantes y se advierte una concentración de puntos (si bien no muy marcada) en los cuadrantes superior izquierdo e inferior derecho. Esto sugiere que existe una tendencia a que en las regiones donde la tasa de pobreza media se sitúa por encima de la media nacional, el impacto de tener menos de veinticinco años, de no vivir en pareja, de no ser español nacido en España y de la crisis económica, es menor que el de la media nacional. Es decir, el riesgo de pobreza de los jóvenes con menos de veinticinco años, que no viven en pareja y que no son españoles nacidos en España es algo menos pronunciado en las Comunidades Autónomas con niveles de pobreza por encima de la media nacional. Lo mismo sucede con la crisis económica: el riesgo de pobreza de los jóvenes en los inicios de la crisis económica es algo menor en las Comunidades Autónomas con niveles de pobreza por encima de la media nacional.

⁹ Es decir, no sólo no hay diferencias entre varones y mujeres en el riesgo de pobreza en España, sino que esta ausencia de significatividad de la variable sexo es común a todas las Comunidades Autónomas.

Panel 1. Gráficos de correlación entre errores de las constantes y de las pendientes aleatorias obtenidas a partir de las estimaciones de la probabilidad de que un joven viva en un hogar pobre mediante modelos multinivel



Fuente: ECV, 2005 a 2010. INE.

4. Conclusiones

En este artículo hemos analizado la variabilidad en el riesgo de pobreza de los jóvenes españoles entre Comunidades Autónomas. Sobre una muestra de jóvenes de dieciséis a treinta y cuatro años de edad en la Encuesta de Condiciones de Vida en el periodo 2005-2010 se ha abordado una estrategia empírica de modelos *logit* multinivel, lo que ha permitido considerar matices en la determinación del riesgo de pobreza que un análisis estándar (de efectos fijos) no permite encontrar.

En primer lugar, se ha advertido que, a pesar de que se controla por una amplia gama de determinantes personales y de composición de los hogares, el riesgo de pobreza responde en parte a determinantes no observados que deberían encontrarse a nivel de Comunidades Autónomas. Esta variabilidad entre Comunidades Autónomas en el nivel y el perfil de pobreza es un resultado ya conocido para el conjunto de la población española (Ayala *et al.*, 2011; García-Luque *et al.*, 2009; Jurado y Pérez Mayo, 2007; Pérez Mayo, 2008) y, como era de esperar, se extiende también a la población joven.

En segundo lugar, se constata variabilidad en la intensidad con la que los factores personales y familiares condicionan el riesgo de pobreza en las distintas Comunidades Autónomas (Ayala *et al.*, 2012). En concreto, se ha encontrado variabilidad inter-regional en la influencia de la edad, la educación, la situación de convivencia, el número de hijos, la nacionalidad y, aunque mucho menos pronunciada, la crisis económica. Esto implica que es necesario abordar la pobreza y la desigualdad con una perspectiva individualizada que apunte a las políticas más eficaces en la reducción de la pobreza en cada Comunidad Autónoma. En unas Comunidades, el problema puede estar no tanto en la creación de empleo del periodo de expansión sino en las dotaciones de capital humano. En otras, el problema no estaría en el nivel educativo sino en la calidad de los empleos y las dificultades a la hora de emanciparse. Cada Comunidad Autónoma tiene sus puntos débiles y, aunque mejorar el capital humano y el acceso a empleos de la mayor calidad posible tendría inicialmente un efecto positivo sobre la reducción de la pobreza en todas las regiones, la atención específica a los problemas de los jóvenes en cada Comunidad Autónoma sería recomendable.

En tercer lugar, se ha podido advertir una correlación negativa entre el riesgo medio de pobreza de las regiones y la influencia que tiene en esa pobreza el tener menos de veinticinco años, no convivir con la pareja, no tener nacionalidad española o ser entrevistado en tiempos de crisis económica, así como una correlación positiva entre el riesgo medio de pobreza en las regiones y la influencia de tener un bajo nivel educativo sobre el riesgo individual de pobreza. Esto apunta a que cuando la pobreza está muy extendida hay determinadas características que no marcan riesgos más elevados de pobreza en la región, pero que en regiones de alto nivel de pobreza es donde son más necesarias las políticas de refuerzo de las inversiones en capital humano (Calvo *et al.*, 2010).

En este análisis ha quedado patente la existencia de variabilidad de este fenómeno en el territorio (Jurado y Pérez Mayo, 2007; Pérez Mayo, 2008; Ayala *et al.*, 2011; Lafuente y Faura, 2012) y creemos que el ejercicio aquí planteado abre una futura línea de investigación que ahonde en los determinantes de esa variabilidad. Así, entre las líneas futuras de investigación destacaríamos la exploración de variables de nivel 2 en el análisis, es decir, variables que recogen características de las Comunidades Autónomas y cuya presencia en las especificaciones puede contribuir a reducir la variabilidad en las tasas de pobreza no explicada hasta el momento.

Bibliografía

- Ahamdanech, I.; García, C., y Prieto, M. (2010): «Convergencia regional de las distribuciones personales de la renta en España (1990-2003)», *Revista de Economía Aplicada*, 52, 35-61.
- Aassve, A.; Davia, M. A.; Iacovou, M., y Mencarini, L. (2005): *Poverty and the transition to adulthood: risky situations and risky events*, ISER WP 2005-23, Colchester, Essex.
- Aassve, A.; Davia, M. A., y M. Iacovou (2007): «Does Leaving Home Make You Poor? Evidence from 13 European Countries», *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 23 (3-4), 315-338.
- Albert (2000): «Higher education demand in Spain: the influence of labour market signal and family background», *Higher Education*, 40 (2), 147-162.

- Albert, C., y Davia, M. A. (2011): «Pobreza monetaria, exclusión educativa y privación material de los jóvenes en España», *Revista de Economía Aplicada*, 56 (XIX), 59-88.
- Ayala, L., y Jurado, A. (2011): «Pro-poor Economic Growth, Inequality and Fiscal Policy: The Case of Spanish Regions», *Regional Studies*, 45 (1), 103-121.
- Ayala, L.; Jurado, A., y Pérez-Mayo, J. (2011): «Income poverty and multidimensional deprivation: lessons from cross-regional analysis», *Review of Income and Wealth*, 57 (1), 40-60.
- (2012): *Drawing the poverty line: do regional thresholds make a difference?*, XIX Encuentro de Economía Pública, 26-27 de enero de 2012, Universidad de Santiago de Compostela.
- Ayala, L., y Sastre, M. (2007): «Pobreza, mayores y Seguridad Social: una perspectiva económica», *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, número extraordinario, Seminario «Seguridad Social: Protección y Cohesión Social», 207-229.
- Ayllón, S. (2007): «Changes in economic self-sufficiency, family income and living arrangements among youth in Spain, 1980-2000», presentado en *European Society of Population Economics Conference 2007*, University of Illinois (Chicago).
- (2009): «Poverty and living arrangements among youth in Spain», *Demographic Research*, 20: 403-434.
- Calvo, J. L.; Sánchez, C., y Cortiñas, P. (2010): «Joint Estimation of the Characteristics and Intensity of Poverty in Spain: The Case of Imputed Rent», *Economics Research International*, vol. 2010, doi:10.1155/2010/854634.
- Cantó, O. (2010): «El impacto de la crisis económica sobre los hogares más desfavorecidos», *Revista Española del Tercer Sector*, 15, 67-89.
- Cantó, O., y Mercader-Prats, M. (1999): *Poverty among children and youth in Spain: the role of parents and youth employment status*, Document de Treball 99.07, Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.
- (2001): «Young people leaving home: the impact of poverty in Spain», en Bradbury, B.; Jenkins, S. P., y Micklewright, J. (eds.), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press, 215-235.
- García-Luque, O.; Lafuente, M., y Faura, U. (2009): «Disparidad territorial de la pobreza dinámica en España», *Estudios de Economía Aplicada*, 27 (2), 417-436.
- García-Serrano, C., y Toharia, L. (2008): «Empleo y Pobreza», *Revista del Ministerio de Trabajo e Inmigración*, 75, 163-184.
- Gil Izquierdo, M., y Ortiz Serrano, S. (2009): «Determinantes de la pobreza extrema en España desde una doble perspectiva: monetaria y de privación», *Estudios de Economía Aplicada*, 27 (2), 437-462.
- Giuliano, G.; Gordon, P.; Pan, Q., y Park, J. Y. (2010): «Accessibility and Residential Land Values: Some Tests with New Measures», *Urban Studies*, 1 (47), 3103-3130.
- Goldstein, H. (1987): *Multilevel Models in Educational and Social Research*, Oxford University Press, London.
- Gutiérrez, R. (2009): «La dinámica de la pobreza de trabajadores», *Revista Internacional de Organizaciones (RIO)*, 3, 49-70.
- Jurado, A., y Pérez Mayo, J. (2007): «La dimensión territorial en la investigación sobre pobreza y privación», en Vidal, F., y Renes, V. (coord.), *La agenda de investigación en exclusión y desarrollo social*, Cáritas Española, Madrid.
- Kemp, P. A.; Bradshaw, J.; Dornan, P.; Finch, N., y Mayhew, E. (2004): *Routes out of poverty. A research review*, York (UK), Joseph Rowntree Foundation.
- Lafuente, M., y Faura, U. (2012) «Estudio de la vulnerabilidad a la exclusión social por Comunidades Autónomas en España (2005-2009)», *Revista de Investigaciones Regionales*, 23, 105-124.
- Martín Martín, J. J.; Karlsdotter, K.; Navarro Palenzuela, C., y López del Amo González, M. P. (2011): *Análisis multinivel de la renta y las desigualdades en renta y salud en España*,

- Fundación Pública Andaluza Centro de Estudios Andaluces, Consejería de la Presidencia, Junta de Andalucía, Colección Factoría de Ideas, Sociología, IF006/11.
- Mendola, D.; Busetta, A., y Aassve, A. (2009): «What keeps young adults in permanent poverty? A comparative analysis using ECHP», *Social Science Research*, 38 (4), 840-857.
- Parisi, L. (2008): «Leaving Home and the Chances of Being Poor: The Case of Young People in Southern European Countries», *Labour*, 22 (special issue), 89-114.
- Pérez Mayo, J. (2008): *La dimensión territorial de la pobreza y la privación en España*, Fundación Alternativas, Estudios de Progreso 34/2008.
- Ruiz-Huerta Carbonell, J.; Benyahlf Domínguez, M., y Vizán Rodríguez, C. (2009): «Las Comunidades Autónomas ante la crisis económica: impacto territorial de la recesión, políticas autonómicas de reactivación y tensiones en las cuentas públicas», Universitat de Barcelona: Instituto de Derecho Público - Institut de Dret Públic, Informe de las Comunidades Autónomas, 89-112.
- Toharia, L.; Albert, C.; García-Serrano, C.; Malo, M. A.; Davia, M. A., y Arranz, J. M. (2007): *Empleo e Inclusión Social*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.

Determinantes del crecimiento de la productividad regional del trabajo: un estudio para la hostelería en España

Bienvenido Ortega Aguaza*

RESUMEN: Este artículo trata de analizar los determinantes del crecimiento de la productividad del trabajo en la hostelería en España utilizando datos regionales para el periodo 1996-2004. Los resultados obtenidos sugieren que el aumento en el número de hoteles de tres estrellas y la reducción en el *stock* de capital físico por trabajador han afectado negativamente al crecimiento de la productividad. Por otra parte, el aumento en la intensidad del turismo tiene un impacto positivo sobre el crecimiento de esta variable. Sin embargo, los cambios en la duración media de la estancia de los clientes en los hoteles y la estacionalidad de la demanda no han tenido un impacto significativo en el crecimiento de la productividad del trabajo en el periodo.

Clasificación JEL: O47; R11; L83.

Palabras clave: productividad del trabajo; análisis regional; hostelería; España.

Determinants of regional labour productivity growth: A study for the hospitality sector in Spain

ABSTRACT: The aim of this paper is to analyze the determinants of labour productivity growth in the hospitality industry in Spain using regional data over the period 1996-2004. The results obtained suggest that the increase in the number of 3-star hotels and the reduction process in the stock of physical capital per worker are factors which may have contributed to the fall in productivity growth. However, increased regional tourism intensity has a positive impact on the growth of labour productivity. Nonetheless, changes in demand-related factors, such as average length of stay and the seasonality of demand, have not had a significant aggregate impact on labour productivity growth during this period.

JEL Classification: O47; R11; L83.

Keywords: labour productivity; regional analysis; hospitality; Spain.

* Departamento de Economía Aplicada (Estructura Económica), Universidad de Málaga. Campus El Ejido, 29071 Málaga (España). Tfno.: 952 13 11 87. Email: ortega@uma.es.

Recibido: 10 de mayo de 2012 / Aceptado: 9 de diciembre de 2012.

1. Introducción

En el periodo que transcurre entre los años 1995 y 2006 el nivel de PIB por habitante se ha aproximado de forma sostenida a la media de la UE. Sin embargo, en el mismo periodo, el diferencial con la UE en los niveles de productividad aparente del trabajo ha aumentado significativamente. De acuerdo con Estrada, Pons y Vallés (2006), en 1995 la productividad aparente del trabajo en España era equivalente al 106% del nivel medio de la UE-25 y en 2006 esta cifra se estimó en el 96,8%. No obstante, es importante tener en cuenta que este resultado es consecuencia de un comportamiento sectorial y espacial heterogéneo. Tal como ponen de manifiesto Maroto y Cuadrado (2006), existen en España amplias diferencias en los niveles regionales de productividad aparente del trabajo (medida por el cociente entre el VABcf y el número de ocupados), siendo destacable el hecho de que las regiones más productivas (Madrid, País Vasco, Navarra y Cataluña) mantienen su ventaja relativa desde mediados de la década de los noventa, con la excepción de Baleares. En principio, estas disparidades pueden explicarse por la existencia de diferencias en los niveles de productividad sectoriales entre regiones y/o por diferencias regionales en la composición sectorial de la actividad. Asimismo, diferencias en las tasas de crecimiento de la productividad del trabajo pueden estar condicionadas por disparidades en las tasas de crecimiento de la productividad dentro de cada sector y/o por cambios en las estructuras productivas regionales. En este sentido, Ortega y Marchante (2010) sugieren que la heterogeneidad regional que se observa en el crecimiento de la productividad regional del trabajo en España en el periodo 1987-2000 se debe fundamentalmente a la evolución de la productividad dentro de cada sector, siendo reducida la contribución al crecimiento de la productividad del cambio en la composición sectorial de la actividad productiva en las regiones. En el mismo sentido, Jimeno y Sánchez Mangas (2006) afirman que el descenso en la tasa de crecimiento de la productividad en España en el periodo 1996-2002 se debe a una caída de la tasa de crecimiento de la eficiencia de los factores de producción, no a efectos asociados a cambios en la composición sectorial de la actividad y el empleo.

En este contexto, entre los sectores que presentan una caída más acusada en los niveles de productividad en el periodo destaca la hostelería, rama de actividad objeto de análisis en este estudio. La información estadística disponible en Contabilidad Nacional muestra que desde 1995 el nivel de productividad del trabajo de la hostelería, medida como el cociente del VABcf y el número de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo, se ha reducido a una tasa que se estima aproximadamente en el -2% anual. Puede comprobarse que esa caída en los niveles de productividad del trabajo es atribuible, fundamentalmente, al deterioro sufrido por la productividad en los hoteles de forma que, aunque el ritmo de crecimiento del empleo ha sido inferior al registrado por la restauración, la caída anual de la productividad ha sido casi seis veces superior a la registrada en el subsector de la restauración. En relación con lo anterior, también es necesario señalar que se han registrado cambios importantes en la oferta de trabajo en la hostelería en España, en un contexto de crecimiento acele-

rado en las aperturas de nuevos establecimientos hoteleros, similar al experimentado en otros países desarrollados (King y McVey, 2006). Así, desde 1995 se ha producido un importante aumento de la población activa y el empleo en el sector —a una tasa cercana al 5% anual hasta 2005—, un aumento de los años medios de estudio de la población ocupada y una creciente incorporación de la mujer al empleo (Campos-Soria, Ortega-Aguaza y Roper-García, 2009). Previsiblemente, estos cambios en el mercado de trabajo han tenido importantes consecuencias sobre el patrón de crecimiento del sector y la evolución de la productividad. De ahí que resulte relevante analizar cuáles han sido los factores que están penalizando la productividad en el sector y en qué medida las transformaciones antes comentadas han podido contribuir a explicar dicha evolución que, por otra parte, ha tenido consecuencias negativas para la evolución de la productividad del trabajo agregada y, particularmente, en las regiones en las que el peso de la hostelería en la economía es elevado (v. gr. Baleares y Canarias). Siendo éste el principal objetivo de este trabajo, esta investigación pretende contribuir además al debate sobre los determinantes de la productividad en los servicios, sector productivo muy heterogéneo, de cuyo comportamiento y resultados dependerá crucialmente la evolución futura de la economía española (Maroto-Sánchez y Cuadrado-Roura, 2009).

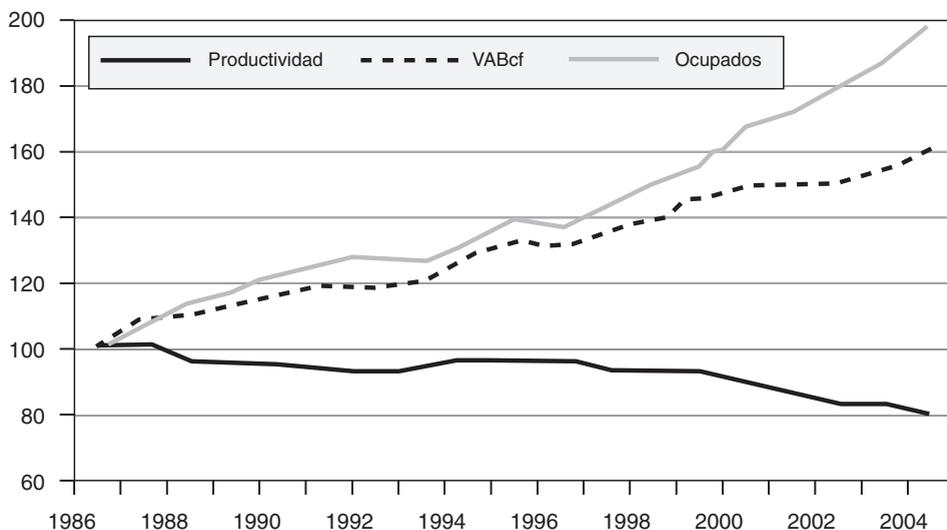
Por ahora no es posible pronunciarse acerca de la importancia relativa de las consecuencias de los cambios señalados sobre la evolución de la productividad regional del trabajo en la hostelería en España. Con objeto de analizar las consecuencias de estas transformaciones, en este trabajo se estudia, en primer lugar, la evolución de la productividad del trabajo en la hostelería. A continuación, se trata de determinar cuál ha sido la incidencia regional del cambio que se ha producido en el mercado de trabajo desde 1995 en la evolución de la productividad agregada, teniendo en cuenta que esta rama de los servicios se caracteriza por ser intensiva en la utilización de mano de obra. Finalmente, se realiza un análisis econométrico con el propósito de analizar qué factores determinan el crecimiento agregado de la productividad del trabajo en la hostelería en España en el periodo 1995-2004. La utilización con este fin de datos regionales, bajo el supuesto de que la tecnología es común para todas las regiones, permitirá disponer de un número de observaciones suficientes para obtener estimaciones eficientes de los principales determinantes de la productividad en la hostelería en España.

2. La productividad del trabajo en la hostelería en España

Desde el inicio de la década de los noventa la productividad del trabajo en la hostelería se ha reducido en términos reales en España, y esta tendencia se ha acelerado en la segunda mitad de dicha década. Esta afirmación se puede confirmar en la figura 1, elaborada con los datos enlazados de tres bases distintas de la Contabilidad Regional de España (CRE) y con la información proporcionada por la Fundación BBVA, necesaria para imputar la producción y el empleo de la hostelería a partir de los datos que proporciona la base 1986 (véase Anexo 1).

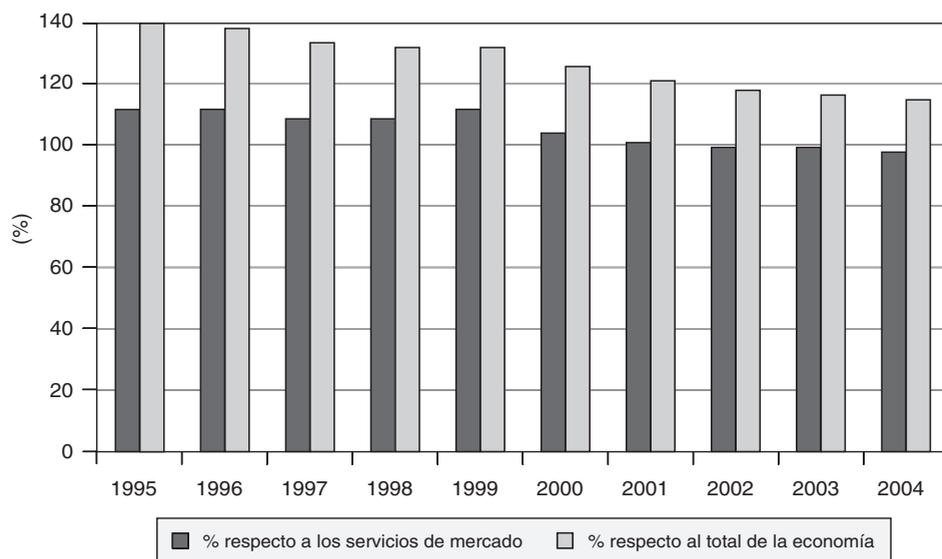
Se observa en esta figura que desde el año 1988 el crecimiento del VABcf ha sido inferior al correspondiente al número de puestos de trabajo ocupados en la hostelería. No obstante, desde 1996 se aprecia también claramente cómo mientras el ritmo de crecimiento del VABcf tiende a mantenerse, el correspondiente a la creación de puestos de trabajo se acelera, de forma que, a partir de ese año, el nivel de productividad cae aproximadamente 18 puntos porcentuales hasta 2004.

Figura 1. Evolución del VABcf del empleo y de la productividad del trabajo en la hostelería en España (1986 = 100)



Fuente: Contabilidad Nacional de España y Contabilidad Regional de España bases 1986, 1995 y 2000, INE; Renta Nacional de España y su distribución provincial, Fundación BBVA.

La productividad muestra una tasa de crecimiento acumulativa media anual en el periodo 1986-2004 de $-1,19\%$, mientras que la tasa correspondiente al empleo es de $3,90\%$. En cambio, desde 1996, la tasa de variación negativa de la productividad prácticamente se duplica (cayendo hasta el $-2,11\%$ anual), mientras que el ritmo de creación de empleo asciende hasta el $4,79\%$ anual. Lógicamente, ante una aceleración tan fuerte del empleo en un periodo de tiempo corto (ocho años) es muy difícil que la evolución de la productividad del trabajo en el sector no resulte penalizada. Comparativamente, es importante señalar que la información procedente de la Contabilidad Nacional de España (CNE) base 2000 muestra que, desde 1996 hasta 2004, el empleo en la hostelería creció a una tasa media acumulativa anual superior a la correspondiente a la media para la economía española ($4,05\%$) y a la media del sector servicios ($4,32\%$), aunque por debajo de la tasa de crecimiento del empleo correspondiente al sector de la construcción, el sector más dinámico en el periodo, que presentó un ritmo de crecimiento del $7,28\%$ anual.

Figura 2. Productividad media de la rama de hostelería respecto a los sectores productivos en España (medida según los puestos de trabajo totales)

Fuente: Contabilidad Nacional de España bases 1995 y 2000, INE.

Por otra parte, si se observa la figura 2, resulta evidente que la rama de la hostelería en España no puede catalogarse como una actividad con bajo nivel relativo de productividad respecto a la media del conjunto de sectores de actividad. De hecho, en 2004, el nivel de productividad del trabajo en hostelería aún superaba en un 12,7% al correspondiente al total de la economía (incluidos los servicios públicos), si la productividad se mide con relación a los puestos de trabajo totales, siendo la diferencia algo mayor si la productividad se calcula con relación a los puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo. Sin embargo, los datos expuestos en la figura 2 muestran que la contribución positiva al nivel de productividad para el conjunto de la economía se ha reducido de forma significativa desde 1995: en este año el nivel de productividad de la hostelería superaba en un 40% al correspondiente a la media nacional, e incluso, hasta el año 2001, el nivel de productividad de la hostelería superaba al correspondiente a los servicios de mercado. En consecuencia, estos resultados describen una evolución negativa de la productividad del trabajo en la hostelería, más importante aún si se tiene en cuenta que el nivel de productividad medio para la economía española también se ha reducido de forma significativa en el periodo. Es importante señalar que estos resultados son consecuencia de una realidad regional diversa en el contexto español. Así pues, con el propósito de analizar desde una perspectiva regional la evolución descrita, se ha elaborado a continuación un análisis de las tendencias en el empleo y la productividad del trabajo en las Comunidades Autónomas (CCAA) para el sector.

La tabla 1 muestra los niveles de productividad del trabajo estimados para el primer (1987) y el último año (2004) de las series regionales de productividad que

Tabla 1. Niveles de productividad aparente del trabajo y tasas medias acumulativas anuales de crecimiento del empleo y la productividad en la hostelería en el periodo 1987-2004

	<i>Productividad en € constantes de 1990 (Índices, España = 100)</i>		<i>Tasas de crecimiento medias anuales (1987-2004) (%)</i>	
	<i>1987</i>	<i>2004</i>	<i>Productividad (€)</i>	<i>Núm. ocupados</i>
<i>Andalucía AND</i>	21.497 (88,93)	17.591 (91,53)	-1,17	5,36
<i>Aragón ARA</i>	21.369 (88,40)	20.847 (108,47)	-0,15	3,11
<i>Asturias AST</i>	15.877 (65,69)	16.573 (86,23)	0,25	3,16
<i>Baleares BAL</i>	30.131 (124,66)	20.373 (106,00)	-2,28	3,47
<i>Canarias CAN</i>	30.379 (125,68)	20.482 (106,57)	-2,29	3,84
<i>Cantabria CANT</i>	19.569 (80,96)	17.317 (90,10)	-0,72	6,13
<i>C- León CL</i>	17.486 (72,34)	18.268 (95,05)	0,26	1,61
<i>C- La Mancha CLM</i>	17.612 (72,86)	15.676 (81,56)	-0,68	5,39
<i>Cataluña CAT</i>	25.444 (105,26)	19.546 (101,70)	-1,54	4,80
<i>C. Valenciana CVAL</i>	30.969 (128,12)	18.725 (97,42)	-2,92	4,16
<i>Extremadura EXT</i>	16.140 (66,77)	15.723 (81,81)	-0,15	4,83
<i>Galicia GAL</i>	16.993 (70,30)	17.097 (88,96)	0,04	1,85
<i>C. de Madrid MAD</i>	23.656 (97,87)	21.281 (110,72)	-0,62	2,16
<i>Murcia MUR</i>	31.856 (131,79)	18.917 (98,43)	-3,02	5,69
<i>Navarra NAV</i>	33.054 (136,75)	22.653 (117,86)	-2,20	3,03
<i>País Vasco PV</i>	23.216 (96,05)	19.624 (102,10)	-0,98	3,43
<i>La Rioja RIO</i>	13.778 (57,00)	19.605 (102,00)	2,10	2,77
<i>España</i>	24.172 (100,00)	19.220 (100,00)	-1,34	3,72

Nota: se han sombreado las CCAA consolidadas desde el punto de vista turístico al integrar en su territorio los principales destinos para el turismo en el ámbito nacional e internacional.

Fuente: Contabilidad Nacional de España y Contabilidad Regional de España bases 1986, 1995 y 2000, INE; Renta Nacional de España y su distribución provincial, Fundación BBVA.

se han construido. En primer lugar, resulta evidente que las diferencias regionales en los niveles de productividad del trabajo se han reducido de forma apreciable en el periodo. Todas las regiones cuyo nivel de productividad superaba a la media de España en 1987, muestran tasas de crecimiento de esta variable inferiores a la media nacional (-1,34% anual). No obstante, a pesar de la reducción en la dispersión de los niveles de productividad de las regiones, es importante señalar que la principal fuente de variabilidad de los datos utilizados en este estudio es el componente transversal de la muestra, a la vista de los resultados obtenidos en el análisis de la variancia de los niveles de productividad regionales que se ha realizado para el periodo 1987-2004. Este análisis ha dado como resultado que el 90,87% de la proporción de variancia total de la productividad se explica por su variación transversal (dentro de cada año), siendo tan sólo el 37,21% la proporción de la variancia total de la muestra explicada por la variación en el tiempo de los niveles regionales de productividad (dentro de cada región). En consecuencia, este análisis justifica la ventaja de trabajar con datos desagregados regionales, aunque el modelo empírico que se proponga para su estimación a partir de esos datos sea un modelo agregado para la economía española. Éste es precisamente el contenido del epígrafe que se presenta a continuación.

3. Determinantes agregados de la evolución de la productividad del trabajo

3.1. Análisis econométrico: especificación del modelo

En línea con de la Fuente y Vives (1995), Serrano (1996), Fernández y Polo (2002), de la Fuente y Doménech (2006), Escribá y Murgui (2007) y de la Fuente (2010), entre otros, se propone a continuación especificar y estimar una función para la productividad del trabajo que se deriva directamente de un modelo agregado de producción definido bajo el supuesto de que la tecnología es común para el conjunto de las CCAA en el periodo. Se supone que dicha tecnología se puede representar mediante la siguiente función de producción (para cada región i y periodo t):

$$Y_{it} = A_{it} \cdot N_{it}^{\alpha} \cdot K_{it}^{\beta} \cdot HK_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

en la que Y representa el VAB agregado, N el trabajo efectivo, K la dotación de capital físico, HK el *stock* de capital humano y A un índice de eficiencia técnica, que resume el estado actual de la tecnología y recoge además el efecto sobre la producción de factores omitidos institucionales y del entorno invariantes en el tiempo. Entre éstos, cabe incluir, por su particular relevancia para las industrias del turismo, las dotaciones de recursos naturales junto a otros factores específicos de cada región.

Tomando logaritmos en (1) y restando $\ln N$ a ambos lados de la ecuación, pueden eliminarse los posibles efectos fijos regionales invariantes en el tiempo, como son los factores idiosincrásicos regionales mencionados anteriormente, si expresamos la igualdad resultante en las primeras diferencias, esto es, en tasas de crecimiento de las

variables. La expresión resultante sería la siguiente, tras añadirle el término de perturbación aleatoria correspondiente, y suponiendo rendimientos constantes a escala en la utilización del capital físico y del factor trabajo (esto es $\alpha + \beta = 1$):

$$\Delta(\ln Y_{it} - \ln N_{it}) = \Delta \ln A_{it} + \beta \Delta(\ln K_{it} - \ln N_{it}) + \gamma \Delta \ln HK_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

La expresión (2) contiene términos que no son observables directamente, en particular la tasa de crecimiento del índice de eficiencia técnica A y el *stock* de capital humano HK . Por un lado, siguiendo a de la Fuente (2004), puede suponerse que:

$$HK_{it} = f(S_{it}) = \exp(\delta S_{it}) \quad (3)$$

donde S son los años medios de escolarización de la población ocupada en la hostelería en cada región y δ un parámetro cuyo valor está relacionado con los rendimientos (mincerianos) de la educación.

Por otra parte, si se supone que los determinantes del nivel de eficiencia técnica en cada región no varían en el tiempo, entonces podría estimarse directamente la expresión (2) con término constante. Sin embargo, cabe pensar que éste es un supuesto muy restrictivo, y que la tasa de progreso técnico varía efectivamente en el tiempo y entre regiones. De hecho, en el caso concreto de la hostelería, pueden indicarse un conjunto de variables agregadas que de acuerdo con la literatura están relacionadas con la evolución dispar del progreso técnico en las regiones españolas. Entre estas variables cabe señalar las siguientes:

- Dado que el entorno competitivo de las empresas desempeña un papel fundamental en la capacidad de las regiones de desarrollar un sistema de innovación efectivo (Tödtling y Kaufmann, 1999), la tasa de progreso técnico puede estar relacionada con un indicador del grado de intensidad turística de la región (IT), como es el número de pernoctaciones en establecimientos hoteleros por habitante (Smeral, 2007).
- La dimensión media de los hoteles en las distintas regiones (DM), dado que existe evidencia que muestra que el tamaño de los establecimientos ejerce una influencia positiva sobre la tasa de innovación en la hostelería (Capó Parrilla, Riera Font y Roselló Nadal, 2007). El indicador correspondiente puede construirse en función del número de plazas ofertadas por cada establecimiento como media en cada año.
- El número de establecimientos en cada categoría (NE), según su número de estrellas, también es un factor adicional que puede explicar la evolución agregada del progreso técnico en el sector. De acuerdo con Orfila-Sintes, Crespi- Caldera y Martínez-Ros (2005), los hoteles de categoría alta son más innovadores que los de categoría inferior.

Además, de acuerdo con Van der Hoeven y Thurik (1984), Butler (1994), Asworth y Thomas (1999) y Sharpley (2005), hay que tener en cuenta también los posibles efectos sobre la productividad de las variables relacionadas con el grado de utilización de la capacidad instalada, como son la estancia media de los turistas en el esta-

blecimiento (EM) y el grado de estacionalidad de la demanda medida, por ejemplo, mediante el cálculo del Índice de Gini (IG) para las series mensuales de pernoctaciones de clientes en establecimientos hoteleros en cada región y año (Sutcliffe y Sinclair, 1980). Así pues, teniendo en cuenta que la evolución de la PTF regional puede estar relacionada con los tres indicadores antes mencionados, la especificación empírica del modelo para estimar será la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln Y_{it} - \ln N_{it}) = & \eta_t + \lambda_{IT} \Delta \ln IT_{it} + \lambda_{DM} \Delta \ln DM_{it} + \lambda_{NE} \Delta \ln NE_{it} + \\ & + \lambda_{EM} \Delta \ln EM_{it} + \lambda_{IG} \Delta \ln IG_{it} + \beta \Delta(\ln K_{it} - \ln N_{it}) + \gamma \delta \Delta S_{it} + \\ & + \mu \Delta \ln H_{it} + \nu \Delta(\ln FBCF_{it} - \ln K_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

En esta especificación se han incluido, además de las variables ficticias temporales η_t , dos variables relacionadas con la intensidad del uso de los factores productivos. Estas variables permiten controlar el componente cíclico de la productividad del trabajo que es consecuencia, en gran medida, de la existencia de costes de ajuste en el empleo de los factores productivos que hacen que éstos no se utilicen plenamente a lo largo del ciclo (OECD, 2001: 119). En primer lugar, la intensidad en la utilización del factor trabajo se trata de controlar mediante la variable que mide el número medio de horas semanales de trabajo efectivo por ocupado en cada región (H). En segundo lugar, la intensidad en la utilización del factor capital se controla mediante la variable (FBCF/K) que mide el cociente entre la inversión (FBCF) y el *stock* de capital físico productivo (K) en cada región y año.

3.2. Análisis descriptivo de los determinantes de la productividad

De acuerdo con el modelo expuesto anteriormente, los determinantes teóricos del crecimiento de la productividad del trabajo en la hostelería pueden agruparse en las siguientes tres categorías:

- Los relacionados con la intensidad en el uso del capital, como son el aumento del *stock* de capital productivo por trabajador y en el *stock* del capital humano.
- Aquellos determinantes relacionados con las características de la demanda de los servicios, como son la evolución del grado de intensidad turística de la región, cambios en la duración media de la estancia de los clientes en los establecimientos hoteleros y la estacionalidad de la demanda.
- Las variables que describen las características de la oferta de servicios, como son el tamaño medio de los establecimientos hoteleros y su número en cada categoría y región.

Las tablas que se incluyen en el Anexo 2 muestran para las Comunidades la información correspondiente a estos tres grupos de determinantes de la evolución de la productividad del trabajo. Del análisis de esta información puede señalarse lo siguiente:

- En el periodo que transcurre entre los años 1996 y 2004, se ha producido en España un aumento significativo de los años medios de estudio de los ocupados en el sector. Todas las comunidades se han beneficiado de ese aumento aunque, en general, las regiones con un menor nivel en 1996 han mostrado mayores tasas de crecimiento en el periodo. Sin embargo, el comportamiento del *stock* de capital por trabajador ha sido opuesto al descrito para la variable relacionada con el capital humano de los trabajadores. Si las disparidades regionales eran elevadas en 1996, éstas han aumentado en 2004 y, además, con la excepción de Baleares, todas las regiones han sufrido un proceso de reducción del *stock* de capital físico por trabajador.
- Existen importantes disparidades regionales en las características de la demanda de los servicios de hostelería. Así, por ejemplo, Baleares y Canarias se caracterizan por mostrar un elevado nivel de intensidad turística regional junto con una estancia media de los clientes de los establecimientos hoteleros superior a la media nacional. Sin embargo, en el caso de Canarias, el grado de estacionalidad de la demanda es de los más bajos de España, mientras que en Baleares ocurre lo contrario. No obstante, a diferencia de lo ocurrido con la estacionalidad de la demanda, la amplitud de las disparidades regionales en los niveles de intensidad turística y en la estancia media de los clientes en los hoteles se ha reducido considerablemente en el periodo 1996-2004.
- Se han mencionado igualmente algunas variables de oferta cuya evolución puede influir en el crecimiento de la productividad regional del trabajo. Por un lado, el tamaño medio de los hoteles en España se ha reducido entre 1996 y 2004, siendo esta reducción más acusada en las regiones caracterizadas por una menor dimensión media de los hoteles en 1996. Por otro lado, el crecimiento de la oferta en los archipiélagos se ha producido básicamente por un incremento en el número de establecimientos de cuatro y cinco estrellas, mientras que en las regiones interiores de España, el crecimiento de la oferta ha estado dominado por el aumento en el número de hoteles de tres estrellas.

En relación con lo anterior, hay que tener en cuenta que las Comunidades de Castilla-La Mancha y Navarra no disponen de oferta hotelera de cinco estrellas en el periodo 1995-2004, Extremadura presenta esta oferta desde 2003 y La Rioja desde el año 2002. Ante esta situación, se han explorado dos alternativas para la estimación del modelo:

- Eliminar de la muestra las regiones con información incompleta.
- Agrupar los datos de las regiones sin oferta hotelera de cinco estrellas con los correspondientes a las Comunidades colindantes que sí la tienen, de forma que el panel resultante disponga de información para todas las variables del modelo y no se pierda la información correspondiente a las Comunidades sin observaciones para esta variable.

Estas dos alternativas se han tenido en cuenta en el análisis econométrico que se presenta en el apartado siguiente. Por un lado, se ha estimado el modelo empleando para ello información individual de las 13 Comunidades con información en todas las variables. Por otro, se ha considerado como una misma región el resultado de agrupar

las siguientes Comunidades: Castilla-La Mancha, Castilla y León y Extremadura, por un lado, y País Vasco, Navarra y La Rioja, por otro. Esta agrupación de comunidades se justifica tanto por motivos geográficos (las incluidas en ambos grupos son regiones limítrofes que comparten una mayor longitud de frontera), como por el hecho de que comparten características similares en la oferta y demanda de servicios hoteleros.

3.3. Análisis econométrico: resultados de las estimaciones

Para analizar empíricamente la ecuación (4) bajo el supuesto de igualdad de los coeficientes para todas las regiones, se va a utilizar un panel de datos formado por observaciones de las variables correspondientes a las regiones consideradas en el periodo 1997-2004. Los resultados de la estimación del modelo figuran en la tabla 2.

Tabla 2. Determinantes regionales de la productividad del trabajo en la hostelería. Resultados de la estimación del modelo (4).

Variables	MCO (1)	MCO (2)	VI (3)
	Coeficientes (Estadísticos <i>t</i>)	Coeficientes (Estadísticos <i>t</i>)	Coeficientes (Estadísticos <i>t</i>)
(1) K_{it}/N_{it}	0,204 (4,64)	0,239 (5,90)	0,224 (4,36)
(2) S_{it}	-0,005 (-0,73)	-0,006 (-0,97)	-0,033 (-0,42)
(3) IT_{it}	0,092 (1,81)	0,171 (4,02)	0,147 (2,75)
(4) IG_{it}	0,004 (0,11)	-0,034 (-0,77)	-0,047 (-0,87)
(5) EM_{it}	-0,070 (-0,77)	-0,080 (-0,98)	0,003 (0,04)
(6) $FBCF_{it}/K_{it}$	0,005 (0,30)	-0,013 (-0,87)	0,003 (0,17)
(7) H_{it}	0,011 (0,15)	0,012 (0,16)	-0,136 (-1,42)
(8) $DM12_{it}^*$	0,224 (3,02)	0,209 (3,09)	0,178 (0,93)
(9) $DM3_{it}^*$	0,116 (0,92)	0,121 (1,04)	-0,001 (-0,00)
(10) $DM4_{it}^*$	0,031 (0,56)	0,010 (0,17)	-0,004 (-0,06)
(11) $DM5_{it}^*$	0,093 (3,35)	0,090 (3,09)	0,069 (2,95)
(12) $NE12_{it}^*$	0,098 (1,28)	0,073 (1,65)	0,110 (1,02)

Tabla 2. (continuación)

Variables	MCO (1)	MCO (2)	VI (3)
	Coefficientes (Estadísticos <i>t</i>)	Coefficientes (Estadísticos <i>t</i>)	Coefficientes (Estadísticos <i>t</i>)
(13) NE3* _{it}	-0,196 (-2,22)	-0,250 (-3,79)	-0,237 (-2,58)
(14) NE4* _{it}	-0,027 (-0,77)	-0,009 (-0,23)	-0,046 (-1,39)
(15) NE5* _{it}	0,028 (1,13)	0,026 (1,09)	0,024 (0,81)
R ² ajustado	0,43	0,50	—
Suma de los residuos al cuadrado	0,0566	0,0468	0,0177
Test F de significatividad global del modelo (Valor <i>p</i>)	<i>F</i> (23,81) = 20,96 (0,00)	<i>F</i> (23,81) = 26,75 (0,00)	<i>F</i> (20,45) = 30,11 (0,00)
Estadístico <i>J</i> de sobreidentificación de los instrumentos (Valor <i>p</i>)	—	—	<i>Chi-sq</i> (1) = 0,18 (0,67)
Test robusto para autocorrelación de primer orden en los residuos (Valor- <i>p</i>)	<i>Z</i> = -0,72 (0,47)	<i>Z</i> = -0,32 (0,75)	<i>Z</i> = -1,41 (0,16)
Test robusto para autocorrelación de segundo orden en los residuos (Valor- <i>p</i>)	<i>Z</i> = 1,44 (0,15)	<i>Z</i> = 1,15 (0,25)	<i>Z</i> = -1,22 (0,22)
Número de regiones	13	13	13
Periodo	1997-2004	1997-2004	2000-2004
Número de observaciones	104	104	65

Nota: la variable dependiente es la tasa de crecimiento del cociente entre el VAB y el número de puestos de trabajo ocupados (Y_{it}/N_{it}). Las estimaciones se han obtenido utilizando el programa *ivreg2* para Stata 11.2 de Baum, Schaffer y Stillman (2003). Los errores estándar y las covariancias son robustos frente a la heterocedasticidad y la autocorrelación. Las estimaciones incluyen las correspondientes *dummies* temporales. Aplicado el test Durbin-Wu-Hausman para la endogeneidad de los regresores. La única variable para la que dicho test es significativo (al 10%) es DM12*_{it} (valor-*p* = 0,059). En consecuencia, esta variable se ha considerado endógena en la estimación por variables instrumentales (VI). Las variables utilizadas para instrumentar esta variable en primeras diferencias son los retardos 3.º y 4.º de la variable en niveles. El estadístico *J* de Hansen (test de sobreidentificación para todos los instrumentos) es consistente en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. Los tests de autocorrelación se han obtenido aplicando el comando *abar* (Roodman, 2006).

En la columna (1) se presentan los resultados de la estimación del modelo mediante MCO utilizando la muestra en la que se excluyen Castilla-La Mancha, Extremadura, La Rioja y Navarra. Puede comprobarse que los resultados de esta estimación no son significativamente distintos a los presentados en la columna (2), que son los obtenidos utilizando la muestra resultante de agregar la información correspondiente a estas Comunidades según el criterio descrito anteriormente. De acuerdo con estos resultados, las elasticidades del crecimiento de la productividad del trabajo respecto al crecimiento de la intensidad turística de la región (IT_{it}) y el crecimiento de la dimensión media de los hoteles de cinco estrellas (DM5*_{it}) son positivas y estadísticamente significativas. Por otra parte es destacable que el coeficiente estimado para el crecimiento en el número de hoteles de tres estrellas (NE3*_{it}) es negativo y signifi-

cativo, indicando que un aumento en la tasa de crecimiento del número de hoteles de tres estrellas provoca una reducción de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo en la región. Además, el valor estimado para las elasticidades directas del producto respecto al capital físico y capital humano por trabajador están en línea con las obtenidas en la literatura empírica para el sector de la hostelería (Marchante y Ortega, 2010): alrededor de 0,22 en el caso de capital físico por trabajador y estadísticamente no significativa en el caso de la variable relacionada con el capital humano. Asimismo, los coeficientes estimados para las variables relacionadas con la intensidad en el uso de los factores, $FBCF/K$ y H , no son significativos.

Es importante señalar que los estadísticos estimados para detectar la autocorrelación de primer y segundo orden en los residuos no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial y que la capacidad explicativa del modelo es elevada, como lo pone de manifiesto el valor calculado para el coeficiente de determinación corregido, que es del 50% aunque el modelo esté especificado en primeras diferencias. Es igualmente destacable el hecho de que los coeficientes estimados para la variable relacionada con la estacionalidad de la demanda (IG_{it}) y la estancia media de los clientes en los establecimientos hoteleros (EM_{it}) no son significativos. También resulta destacable el hecho de que la estimación por MCO indique que el crecimiento en la dimensión media de los hoteles de una y dos estrellas ($DM12_{it}^*$) se asocie con una aceleración en el crecimiento regional de la productividad del trabajo en la hotelería.

Sin embargo, hay que tener en cuenta que estos resultados pueden estar afectados por la posible endogeneidad y/o la existencia de errores de medida en algunos regresores. Un procedimiento de estimación que proporciona resultados consistentes en estos casos se obtiene mediante la utilización de estimadores de variables instrumentales (VI) (Griliches y Hausman, 1986). En este trabajo se ha analizado la posible endogeneidad de los regresores aplicando para ello el test de Durbin-Wu-Hausman que permite contrastar la hipótesis nula de exogeneidad de los regresores del modelo. Los resultados de este contraste [utilizando la rutina *ivendog* de Baum, Schaffer y Stillman (2003) para Stata] permiten concluir que la hipótesis de exogeneidad de las variables predeterminadas puede rechazarse únicamente en el caso de la variable dimensión media de los hoteles de una y dos estrellas. En consecuencia, en principio las propias variables predeterminadas en primeras diferencias pueden ser instrumentos válidos para la estimación por VI, excepto en el caso de la variable considerada endógena, en este caso se utilizan como instrumentos los niveles de esta variable retardados al menos dos periodos (Arellano y Bover, 1990; Kiviet, 1995).

En la columna (3) de la tabla 2 se presentan los resultados de la estimación por VI de la ecuación (4). El estadístico J de Hansen de sobreidentificación de los parámetros no rechaza la validez del conjunto de instrumentos empleado, y tampoco existe evidencia de existencia de autocorrelación en los residuos, lo cual es crucial en las estimaciones de VI dado que, en caso de que los instrumentos seleccionados no sean ortogonales al término de error, el grado de inconsistencia del estimador de VI puede ser mayor que el estimador de MCO (Nakamura y Nakamura, 1998). A la vista de los resultados obtenidos, la discrepancia más destacable de esta estimación respecto a la

estimación MCO afecta precisamente al coeficiente de la variable dimensión media de los hoteles de una y dos estrellas, que en la estimación de VI deja de ser significativo. El resto de coeficientes estimados permanece prácticamente invariante respecto a la estimación por MCO.

Así pues, los resultados de la estimación por VI indican que, además del crecimiento de *stock* de capital por ocupado, hay dos variables que explican el crecimiento regional de la productividad del trabajo en la hostelería en el periodo. Por un lado, un incremento en un punto porcentual en el crecimiento de las pernoctaciones por habitante en la región tiene como consecuencia un aumento de 0,147 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo. Este efecto es menor aunque significativo (e igual a 0,069 puntos porcentuales) en el caso de que se produzca un aumento en un punto porcentual en la dimensión media de los establecimientos de cinco estrellas. No obstante, los resultados obtenidos indican que el crecimiento en el número de hoteles de tres estrellas ha penalizado considerablemente el crecimiento de la productividad del trabajo en el periodo. Concretamente la estimación por VI muestra que un aumento en un punto porcentual en el número de hoteles de tres estrellas provoca una caída en la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo de 0,237 puntos porcentuales.

Para cuantificar los efectos sobre el crecimiento de la productividad de los cambios en la participación en sus determinantes en el periodo 1997-2004 es necesario, además de los resultados de las estimaciones de la tabla 2, tener en cuenta la tasa media de crecimiento de las variables en el periodo, tal como muestra la tabla 3 que se presenta a continuación.

Tabla 3. Descomposición del crecimiento de la productividad del trabajo

<i>Variables</i>	Δ % (medio anual) <i>observado</i>	<i>Contribución estimada al crecimiento (p.p.)</i>
(1) K_{it}/N_{it}	-4,796	-1,074
(3) IT_{it}	3,896	0,573
(11) $DM5_{it}^*$	-0,858	-0,059
(13) $NE3_{it}^*$	4,782	-1,133

Nota: Las tasas de crecimiento se han calculado como tasas medias acumulativas para el periodo comprendido entre los años 1997-2004. Para realizar esta descomposición se supone la independencia de los efectos de cada variable sobre la productividad.

De la información contenida en la tabla 3 se puede inferir que los principales factores que han contribuido a la reducción en el ritmo de crecimiento de la productividad del trabajo en el periodo son el crecimiento en el número de hoteles de tres estrellas y la reducción en el *stock* de capital por trabajador. El único de los factores explicativos que ha contribuido positivamente al crecimiento de la productividad del trabajo es el aumento en la intensidad turística regional. Concretamente se puede postular el siguiente escenario para el periodo: en condiciones *ceteris paribus*, si el crecimiento real medio anual de la productividad en España

en el periodo ha sido del $-2,11\%$, éste habría sido inferior e igual a $-2,683\%$ ($= -2,11 - 0,573$) si la intensidad turística de las regiones españolas no hubiese aumentado desde 1997.

En consecuencia, para explicar la evolución de la productividad del trabajo en la hostelería en España en el periodo 1997-2004, además de la evolución del capital y del empleo, es decisivo controlar el efecto que ejercen sobre la productividad los cambios que simultáneamente se han producido en la composición de la oferta, con relación al crecimiento en la apertura de nuevos hoteles de tres estrellas, y en la demanda turística, con relación al crecimiento en el número de pernотaciones por habitante en las regiones españolas.

4. Consideraciones finales

En este trabajo se pone de manifiesto que, desde el inicio de la década de los noventa, la productividad del trabajo en la hostelería se ha reducido en términos reales en España, tendencia que se ha acelerado en la segunda mitad de dicha década. En este sentido, las estimaciones muestran que los factores agregados que han podido contribuir en mayor medida a este resultado es el aumento en el número de hoteles de tres estrellas y el proceso de reducción del *stock* de capital físico por trabajador, derivado principalmente del fuerte crecimiento del empleo en el sector. Es importante destacar que el aumento de la intensidad turística regional tiene un impacto positivo y relevante sobre el crecimiento de la productividad del trabajo. Sin embargo, otros factores de demanda relacionados con la utilización de la capacidad instalada, tales como la estancia media de los turistas en los establecimientos y la estacionalidad, no han tenido impacto significativo sobre el crecimiento de la productividad del trabajo en las regiones en el periodo. Así pues, estos resultados pueden ser útiles para diseñar las medidas de política orientadas a favorecer el crecimiento de la productividad en este sector productivo clave en la economía española. En este sentido, controlar el ritmo de apertura de nuevos hoteles independientes, especialmente en la categoría de tres estrellas, e implementar políticas de demanda orientadas a aumentar las pernотaciones en establecimientos hoteleros, son medidas a tener en cuenta en el diseño de política sectorial en las regiones españolas.

Bibliografía

- Arellano, M., y Bover, O. (1990): «La econometría de los datos de panel», *Investigaciones Económicas*, núm. XIV (1), 3-45.
- Asworth, J., y Thomas, B. (1999) «Patterns of seasonality in employment in tourism in the UK», *Applied Economic Letters*, núm. 6, 735-739.
- Baum, C. F.; Schaffer, M. E., y Stillman, S. (2003): «Instrumental variables and GMM: Estimation and testing», *The Stata Journal*, núm. 3 (1), 1-31.
- Butler, R. (1994) «Seasonality in tourism: issues and problems», en A. V. Seaton (ed.), *Tourism. The state of the art*, John Wiley & Sons, Chichester.

- Campos-Soria, J. A.; Ortega-Aguaza, B., y Ropero-García, M. A. (2009): «Gender segregation and wage difference in the hospitality industry», *Tourism Economics*, núm. 15 (4), 847-866.
- Capó Parrilla, J.; Riera Font, A., y Roselló Nadal, J. (2007): «Tourism and long-term growth. A Spanish perspective», *Annals of Tourism Research*, núm. 34 (3), 709-726.
- De la Fuente, A. (2004): «La rentabilidad privada y social de la educación: Un panorama y resultados para la UE», *Documento de Economía 21 Centro de Investigación Económica y Financiera*, Fundación Caixa Galicia, Santiago de Compostela.
- (2010): «Infrastructure investment, growth, and regional convergence in Spain», en J. R. Cuadrado-Roura (ed.), *Regional Policy, Economic Growth and Convergence. Lessons from the Spanish case*, Springer-Verlag, Heidelberg.
- De la Fuente, A., y Doménech, R. (2006): «Capital humano, crecimiento y desigualdad en las regiones españolas», *Moneda y Crédito*, núm. 222, 13-56.
- De la Fuente, A., y Vives, X. (1995): «Infrastructure and education as instruments of regional policy: Evidence from Spain», *Economic Policy*, núm. 20, 13-51.
- Escribá, J. R., y Murgui, M. J. (2007): «El capital tecnológico como factor de producción en las regiones españolas, 1980-2000», *Investigaciones Regionales*, núm. 10, 33-52.
- Estrada, A.; Pons, A., y Vallés, J. (2006): «La productividad de la economía española: Una perspectiva internacional», *Información Comercial Española*, núm. 829, 7-25.
- Fernández, M., y Polo, C. (2002): «Productividad del capital público en presencia de capital tecnológico y humano», *Revista de Economía Aplicada*, núm. 29 (X), 151-161.
- Griliches, Z., y Hausman, J. A. (1986): «Errors in variables in panel data», *Journal of Econometrics*, núm. 31, 93-118.
- Jimeno, J. F., y Sánchez Mangas, R. (2006): «La productividad en España: Una perspectiva macroeconómica», en J. Segura (coord.), *La productividad en la economía española*, Fundación Ramón Areces, Madrid.
- King, B., y Mcvey, M. (2006): «Hotels in Australia 1988-2003: a tale of booms and busts», *Tourism Economics*, núm. 12 (2), 225-246.
- Kiviet, J. (1995): «On bias, inconsistency and efficiency of some estimators in dynamic panel data models», *Journal of Econometrics*, núm. 68, 63-78.
- Marchante, A. J., y Ortega, B. (2010): «Capital humano, desajuste educativo y productividad del trabajo: un estudio para la industria hotelera», *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, núm. 44, 79-100.
- Maroto, A., y Cuadrado, J. R. (2006): *La productividad en la economía española*, Instituto de Estudios Económicos. Madrid.
- Maroto-Sánchez, A., y Cuadrado-Roura, J. R. (2009): «Is growth of services an obstacle to productivity growth? A comparative analysis», *Structural Change and Economic Dynamics*, núm. 20, 254-265.
- Nakamura, A., y Nakamura, M. (1998): «Model specification and endogeneity», *Journal of Econometrics*, núm. 83, 213-237.
- OECD (2001): *OECD Productivity manual: A guide to the measurement of industry-level and aggregate productivity growth*, OECD, Paris.
- Orfila-Sintes, F.; Crespi-Cladera, R., y Martínez-Ros, E. (2005): «Innovation activity in the hotel industry: Evidence from Balearic Islands», *Tourism Management*, núm. 26, 851-865.
- Ortega, B., y Marchante, A. J. (2010): «Temporary contracts and labour productivity in Spain: A sectoral analysis», *Journal of Productivity Analysis*, núm. 34 (3), 199-212.
- Roodman, D. (2006): «How to do xtabond2: An introduction to “difference” and “system” GMM in Stata», *Working Paper 103, Center for Global Development*, Washington.
- Serrano, L. (1996): «Indicadores de capital humano y productividad», *Revista de Economía Aplicada*, núm. 10 (IV), 177-190.
- Sharpley, R. (2005): «The accommodation sector: managing for quality», en L. Pender y R. Sharpley (eds.), *The management of tourism*, Sage, London.

- Smeral, E. (2007): «The productivity puzzle in tourism», en P. Keller y T. Bieger (eds.), *Productivity in tourism. Fundamentals and concepts for achieving growth and competitiveness*, Erich Schmidt Verlag, Berlin.
- Sutcliffe, C., y Sinclair, M. T. (1980): «The measurement of seasonality within the tourist industry: An application to tourist arrivals in Spain», *Applied Economics*, núm. 12, 429-441.
- Tödtling, F., y Kaufmann, A. (1999): «Innovation systems in regions in Europe - a comparative perspective», *European Planning Studies*, núm. 7 (6), 699-717.
- Van der Hoeven, W. H. M., y Thurik, A. R. (1984): «Labour productivity in the hotel business», *The Service Industries Journal*, núm. 4 (2), 161-173.

Anexo 1

Los documentos estadísticos que se han utilizado en la construcción de la base de datos son los siguientes:

- *Contabilidad Nacional de España. Base 1986 y Base 1995, Serie Contable 1995-2003* (INE).
- *Contabilidad Regional de España. Base 1986, Serie enlazada 1986-1996, Base 1995, Serie 1995-2004 y Base 2000* (INE).
- *Renta nacional de España y su distribución provincial* (Fundación BBVA e IVIE).
- *Encuestas de Población Activa 1996-2000 (microdatos)* (INE).
- *El stock de capital en España y su distribución territorial (1964-2002)*, Fundación BBVA e IVIE.
- *Encuesta de Ocupación Hotelera 1999-2004* (INE).
- *Encuesta de Movimiento de Viajeros en Establecimientos Hoteleros 1995-1999* (INE).
- *Anuarios Estadísticos 1996-2004* (INE).
- *Estimaciones Intercensales de Población. Estimaciones entre los censos 1981 y 1991 y 1991-2001* (INE).
- *Estimaciones de población actual de España calculadas a partir del censo de 2001* (INE).

Anexo 2

Tabla A.1. Niveles y tasas de crecimiento medias anuales en el periodo 1996-2004 de los años medios de estudio de los ocupados y del capital productivo por trabajador en las hostelería

	Núm. medio de años estudio de la población ocupada			Capital productivo por trabajador (miles de euros de 1990)		
	1996	2004	Δ % anual	1996	2004	Δ % anual
AND	6,66	8,32	2,82	21,16	12,58	-6,29
ARA	8,27	9,66	1,97	16,13	9,79	-6,05
AST	7,79	8,41	0,97	25,20	17,17	-4,68
BAL	7,1	8,60	2,43	29,86	30,06	0,08
CAN	6,88	8,31	2,39	20,80	14,29	-4,58
CANT	8,35	9,79	2,01	30,98	14,05	-9,41
CL	7,51	8,91	2,16	16,87	13,16	-3,06
CLM	6,49	8,84	3,94	18,48	10,35	-6,99
CAT	7,52	8,40	1,40	18,21	12,37	-4,72
CVAL	7,07	9,26	3,43	20,25	12,97	-5,41
EXT	6,61	8,69	3,49	25,69	17,50	-4,68
GAL	6,99	8,72	2,81	24,66	16,12	-5,17
MAD	8,15	8,75	0,89	12,23	7,05	-6,65
MUR	6,58	9,08	4,11	25,22	13,31	-7,68
NAV	8,33	9,96	2,26	11,20	7,59	-4,75
PV	8,63	10,11	2,00	11,32	5,94	-7,76
RIO	8,32	9,15	1,20	14,06	8,65	-5,89
España	7,33	8,75	2,23	19,50	13,08	-4,87
ρ	-0,76			0,15		

Nota: ρ es el Coeficiente de correlación entre Δ % y el nivel de 1996.

Fuentes: Contabilidad Nacional de España y Contabilidad Regional de España bases 1995 y 2000, INE; Encuesta de Población Activa, INE; El stock de capital en España y su distribución territorial y Renta Nacional de España y su distribución provincial, Fundación BBVA.

Tabla A.2. Niveles y tasas de crecimiento medias anuales en el periodo 1996-2004 del indicador de estacionalidad de la demanda y de densidad turística regional

	Índice de Gini de las pernoctaciones mensuales (%)			Núm. de pernoctaciones por habitante		
	1996	2004	Δ % anual	1996	2004	Δ % anual
AND	16,31	17,39	0,80	3,34	5,14	5,53
ARA	15,16	11,28	-3,63	1,99	3,22	6,20
AST	27,96	28,25	0,13	0,95	2,52	13,01
BAL	39,03	44,43	1,63	57,15	50,63	-1,50
CAN	4,54	6,18	3,94	15,28	20,14	3,52
CANT	37,65	34,67	-1,02	2,12	4,22	8,99
CL	17,31	15,34	-1,50	0,65	2,73	19,62
CLM	10,32	11,91	1,82	2,08	1,74	-2,18
CAT	37,57	30,23	-2,68	4,02	5,68	4,40
CVAL	15,91	15,65	-0,20	3,64	4,86	3,67
EXT	12,22	11,77	-0,47	1,01	1,69	6,62
GAL	27,06	24,92	-1,02	1,30	2,91	10,62
MAD	8,32	6,09	-3,81	1,74	2,33	3,75
MUR	18,51	13,71	-3,68	1,65	2,03	2,64
NAV	19,93	13,71	-4,57	1,05	2,13	9,27
PV	14,11	14,22	0,10	0,89	1,57	7,33
RIO	16,59	12,29	-3,68	1,75	2,79	5,98
<i>España</i>	22,40	21,54	-0,49	4,02	5,52	4,04
ρ	-0,09			-0,45		

Nota: ρ es el Coeficiente de correlación entre Δ % y el nivel de 1996.

Fuente: Anuario estadístico, Estimaciones intercensales de población 1991-2001, estimaciones de población actual a partir del censo de 2001 y Encuesta de Ocupación en Alojamientos Turísticos, INE.

Tabla A.3. Niveles y tasas de crecimiento medias anuales en el periodo 1996-2004 de la estancia media de los clientes y del tamaño de los establecimientos hoteleros

	Estancia media de los clientes en establecimientos hoteleros (días)			Núm. de plazas por establecimiento		
	1996	2004	Δ % anual	1996	2004	Δ % anual
AND	3,26	3,09	-0,68	118,20	90,16	-3,33
ARA	2,02	2,07	0,33	60,22	44,53	-3,70
AST	2,28	2,26	-0,09	40,09	32,66	-2,53
BAL	9,01	6,97	-3,16	224,79	232,34	0,41
CAN	8,16	7,56	-0,95	347,94	325,10	-0,85
CANT	2,18	2,45	1,47	52,47	40,93	-3,06
CL	1,57	1,67	0,74	44,31	36,73	-2,32
CLM	1,50	1,69	1,50	43,98	35,21	-2,74
CAT	3,81	3,30	-1,78	123,94	104,42	-2,12
CVAL	4,98	3,69	-3,68	123,13	104,25	-2,06
EXT	1,56	1,76	1,52	43,86	39,15	-1,41
GAL	2,23	2,14	-0,51	46,66	37,51	-2,69
MAD	1,95	2,08	0,76	85,19	66,49	-3,05
MUR	3,78	2,81	-3,62	89,31	77,00	-1,84
NAV	1,80	1,96	1,05	54,48	36,08	-5,02
PV	1,91	1,90	-0,04	65,00	50,71	-3,06
RIO	1,93	1,85	-0,55	67,63	46,69	-4,53
<i>España</i>	4,09	3,51	-1,88	108,12	86,86	-2,70
ρ	-0,68			0,60		

Nota: ρ es el Coeficiente de correlación entre Δ % y el nivel de 1996.

Fuente: Encuesta de Ocupación en Alojamientos Turísticos, INE.

Tabla A.4. Número relativo (en %) de establecimientos hoteleros en las CCAA y tasas de crecimiento medias anuales en el periodo 1996-2004

	Núm. de establecimientos de 3 *			Núm. de establecimientos de 4 *			Núm. de establecimientos de 5 *		
	% 1996	% 2004	Δ % anual	% 1996	% 2004	Δ % anual	% 1996	% 2004	Δ % anual
AND	14,55	15,90	5,93	20,90	21,04	10,18	20,00	24,00	13,58
ARA	3,07	3,64	7,03	1,40	1,16	7,46	1,54	2,00	14,72
AST	2,84	5,21	13,01	1,72	1,95	11,88	1,54	2,67	18,92
BAL	23,69	18,79	1,77	11,08	15,04	14,38	10,77	15,33	16,03
CAN	5,28	4,89	3,77	13,88	10,70	6,56	21,54	13,33	4,56
CANT	2,39	2,55	5,61	0,94	1,95	20,68	1,54	1,33	9,05
CL	4,43	5,56	7,78	4,37	5,78	14,02	3,08	4,00	14,72
CLM	2,22	2,58	6,80	1,87	1,95	10,67	—	—	—
CAT	20,06	18,01	3,36	18,72	15,33	7,37	12,31	10,00	8,17
CVAL	8,13	8,14	4,80	4,84	6,94	15,18	7,69	7,33	10,36
EXT	0,91	1,06	6,76	2,03	1,81	8,52	—	0,67	—
GAL	3,81	4,46	6,87	3,12	4,19	14,24	4,62	4,00	9,05
MAD	3,41	3,80	6,19	9,98	7,38	6,00	9,23	10,67	13,04
MUR	1,42	1,45	5,02	1,72	1,88	11,35	1,54	0,67	0,00
NAV	1,31	1,25	4,21	0,31	0,29	9,05	—	—	—
PV	1,88	1,84	4,52	2,34	1,81	6,59	4,62	3,33	6,59
RIO	0,63	0,86	9,05	0,78	0,80	10,36	—	0,67	—
<i>España</i>	100,00	100,00	4,76	100,00	100,00	10,09	100,00	100,00	11,02

Fuente: Anuario estadístico y Encuesta de Ocupación en Alojamientos Turísticos, INE.

Sobre consumo privado e incertidumbre. Un análisis con datos regionales españoles *

J. Aníbal Núñez Carrasco **

RESUMEN: El presente trabajo indaga sobre el efecto de la incertidumbre en las decisiones de consumo de las familias. A partir de datos regionales españoles y teniendo como referencia teórica los modelos de ahorro preventivo, pretendemos contrastar si la incertidumbre macroeconómica afecta a las decisiones de consumo de los hogares. Para analizar esa relación utilizamos la volatilidad condicional predicha a partir de modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos regionales. Los resultados indican que esta medida de incertidumbre ejerce un efecto destacado sobre el consumo familiar, sobre todo cuando aquélla es introducida en forma de retardo distribuido. Como paso adicional, se intentan encontrar patrones regionales de comportamiento que ayuden a explicar ese resultado.

Clasificación JEL: E20; E21; R10.

Palabras clave: ahorro preventivo; incertidumbre; regiones españolas.

On private consumption and uncertainty. Empirical evidence from Spanish regional data

ABSTRACT: This paper investigates the effect of uncertainty on household decisions regarding consumption. Based on Spanish regional data and taking as a theoretical reference precautionary saving models, we investigate whether macroeconomic uncertainty significantly affects household consumption. To analyze the potential association between these two factors, we used the predicted conditional volatility based on ARMA-GARCH models estimated on regional data. The results show that this measure of uncertainty has a significant effect on household

* *Agradecimientos:* Versiones preliminares de este trabajo se presentaron en el XII Congreso de la Asociación Andaluza de Ciencia Regional, en el XIV Encuentro de Economía Aplicada, en el 17.º Congreso de la Asociación Portuguesa de Ciencia Regional (APDR) y en las X Jornadas de Política Económica. Agradezco a los participantes en esos congresos las distintas sugerencias y correcciones realizadas. Hago extensivo mi agradecimiento a dos evaluadores anónimos por los valiosos comentarios que han realizado. No obstante, cualquier error que pueda subsistir es de mi única responsabilidad.

** Departamento de Economía Aplicada-Estructura Económica. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Pl. El Ejido s/n, 29013 Málaga (España). Telf.: +34952131186. E-mail: janunez@uma.es.

Recibido: 16 de mayo de 2012 / Aceptado: 22 de diciembre de 2012.

consumption, especially when uncertainty is measured using an ADL model of past uncertainty. As an additional step, we attempt to identify regional patterns to account for the results.

JEL Classification: E20; E21; R10.

Keywords: precautionary saving; uncertainty; Spanish regions.

1. Introducción

En la reciente crisis económica de nuestro país el consumo privado parece estar ejerciendo un papel contractivo de primer orden. Los moderados crecimientos de la renta disponible en los años 2008 y 2009 y la caída en el valor de los activos inmobiliarios no pueden explicar por sí solos la abrupta contención de los planes de gasto de los hogares. El endurecimiento de las condiciones financieras podría estar llevando a las familias a sanear su situación patrimonial y a constituir colchones de liquidez con los que suavizar la evolución futura del consumo privado. En este contexto, la incertidumbre que pesa sobre las principales variables macroeconómicas actuaría como un factor añadido que refuerza el comportamiento contractivo del consumo familiar ¹.

Las consecuencias del efecto restrictivo que la incertidumbre ejerce sobre el consumo son inmediatas. En primer lugar hemos de recordar que el consumo privado sigue siendo la principal rúbrica del gasto agregado de la economía de forma que su contención necesariamente limita las posibilidades de crecimiento futuro. Por otro lado, la propia incertidumbre limita la efectividad de las políticas fiscales tradicionales. En efecto, alterar el perfil temporal de la carga impositiva que soportan los hogares ejerce reducidos efectos expansivos en el gasto si tal beligerancia fiscal no contribuye a reducir la incertidumbre percibida por las familias. En cambio políticas estructurales que aumenten la predictibilidad del comportamiento de los agentes económicos, y que den estabilidad al marco institucional en el que se desenvuelve la actividad económica, podrían contribuir decisivamente a facilitar la expansión del gasto familiar y, con ello, a salir de la crisis.

El análisis moderno de las decisiones de consumo tiene como referente teórico la Hipótesis de Renta Permanente-Ciclo Vital (RE-PIH en lo que sigue) de Modigliani y Brumberg (1954) y Friedman (1957). En su versión más moderna, la planteada por Hall (1978), los individuos deciden la cantidad de renta que van a consumir atendiendo al flujo de renta actual y futuro que esperan derivar de su riqueza humana y financiera. Si asumimos que esos agentes tienen funciones de utilidad cuadráticas, sólo el

¹ El Banco de España, en su Informe Anual de 2009, destaca que la brusca caída del gasto de las familias, del orden del 4,9%, junto a un crecimiento positivo de la renta disponible de los hogares han hecho que la tasa de ahorro familiar alcance valores del 18,8%, lo que supone un aumento de seis puntos porcentuales en 2009 que se une al crecimiento de dos puntos registrados el año anterior. Entre las causas de esta subida se destacan el aumento de la incertidumbre que acompañó el recrudecimiento de la crisis financiera y el rápido deterioro del mercado de trabajo, que habrían deprimido el consumo y elevado el ahorro por motivos de precaución. Véase Banco de España (2010: 127 y ss.).

primer momento de la renta futura sería la variable determinante de la evolución del consumo presente.

Una de las posibles causas del rechazo de la RE-PIH con utilidad cuadrática reside en considerar que la función de utilidad de los agentes presenta una utilidad marginal convexa o no lineal². En tales circunstancias, Leland (1968) y Sandmo (1970) enfatizan que los segundos momentos de la renta futura también son determinantes en las decisiones de consumo privado. En efecto, si la tercera derivada de la función de utilidad es positiva, el consumo familiar se ve influenciado por la incertidumbre en cuanto a la evolución futura del ingreso, de manera que una elevada varianza del mismo llevaría a los hogares a reducir el gasto presente y a acumular ahorro preventivo como una especie de seguro privado frente al riesgo no asegurable de la renta futura.

La conclusión fundamental de la Teoría del Ahorro por Motivo Precaución ha sido ampliamente contrastada en los datos. Si atendemos a la naturaleza de los mismos, podríamos establecer la siguiente clasificación. Por un lado, destacaríamos los estudios que emplean microdatos en esa tarea de contrastación. Entre ellos, sin ánimo de exhaustividad, cabe mencionarse a Skinner (1988); Dardanoni (1991); Carroll y Samwick (1997); Kazarosian (1997); Lusardi (1998) y Guariglia (2001), entre los que encuentran evidencia a favor de la teoría del ahorro por motivo precaución, y a Guiso *et al.* (1992); Dynan (1993) y Starr-McCluer (1996), entre los que consideran que el motivo precaución no ofrece una explicación plausible del volumen de riqueza acumulada por las familias.

Por otro lado, en cuanto a los trabajos que utilizan datos agregados de consumo, debemos mencionar a Hahm (1999); Hahm y Steigerwald (1999); Lyhagen (2001); Menegatti (2007) y Menegatti (2010). La diferencia fundamental que cabe encontrarse en este tipo de artículos es la forma que cada autor tiene de construir la variable representativa de la incertidumbre. En este sentido, Hahm (1999) hace un análisis de sección cruzada con datos de países de la OCDE para el periodo 1960-1987. En el mismo, el autor supone que el proceso generador de datos del crecimiento del PIB es igual para todos los países y la incertidumbre se mide a través de la varianza condicional del crecimiento del PIB per cápita. Hahm y Steigerwald (1999) por su parte, utilizando datos agregados de la economía norteamericana para el periodo 1981-1994, optan por medir la incertidumbre sobre la renta futura mediante una medida no paramétrica de varianza condicional basada en el error de predicción cometido por un panel de analistas de la evolución del PIB norteamericano.

El trabajo de Lyhagen (2001) está referido a la economía sueca durante el periodo 1970-1992 y construye su medida de incertidumbre atendiendo a la respuesta dada por los entrevistados en la Encuesta Sueca de Hogares respecto a la expectativa de éstos en lo que se refiere a la situación económica general, a la suya propia y al nivel de desempleo de la economía.

² Ésta es sólo una de las diversas causas que hacen que la Hipótesis de Renta Permanente con utilidad cuadrática no se vea ratificada por los datos disponibles. Véase Hahm y Steigerwald (1999), y la bibliografía allí recogida, sobre esas otras razones que explicarían el rechazo de la RE-PIH.

Por último, los trabajos de Menegatti (2007; 2010) siguen de cerca la metodología presentada en Hahm (1999), siendo la diferencia más destacable el no imponer *a priori* un proceso estocástico único para todas las unidades analizadas, sino que deja que el uso de un criterio estadístico de información determine cuál es el proceso generador de datos que mejor describe la evolución del PIB per cápita. Por lo demás, indiquemos que Menegatti (2007) utiliza datos regionales italianos para el periodo 1981-2003 mientras que Menegatti (2010) emplea datos de veinticuatro países de la OCDE procedentes de la base de datos PennWorldTable para el periodo 1950-2000.

El trabajo que aquí presentamos toma como referencias claras los trabajos de Hahm (1999) y Menegatti (2007; 2010). En concreto, pretendemos contrastar la Teoría del Ahorro Preventivo con datos agregados regionales de la economía española para el periodo 1980-2007. Dos son, desde nuestro punto de vista, las aportaciones básicas de lo que aquí exponemos. En primer lugar, por primera vez se utilizan datos regionales españoles para investigar el efecto de la incertidumbre en las decisiones de gasto de los hogares. Como segunda aportación, hemos creado una variable *proxi* de incertidumbre macroeconómica en la que ésta se mide a través de la volatilidad condicional predicha con modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos de alta frecuencia de inflación regional.

A modo de corolario, digamos que contrastar la relevancia de la incertidumbre en las decisiones de consumo de los hogares supondría, desde nuestro punto de vista, apoyar una visión de la política económica basada en el fomento de la estabilidad de las instituciones y normas que condicionan la interacción de los agentes económicos entre sí, alejada por tanto de cualquier discrecionalidad fiscal que pretenda rendir cuentas únicamente ante mercados políticos y no ante mercados económicos.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 resumimos brevemente el modelo teórico del ahorro por motivo precaución. El tercer apartado está dedicado a presentar los datos y el cuarto a una descripción de cómo se ha obtenido nuestra medida de incertidumbre. Le siguen a continuación la sección 5 en la que presentamos las estimaciones realizadas, y la sección 6, en la que intentamos detectar patrones de comportamiento regional de la sensibilidad del consumo privado a la incertidumbre. Concluimos con un séptimo apartado en el que se resumen las aportaciones y resultados más destacados.

2. Modelo teórico

Supongamos un consumidor representativo que enfrentado a un horizonte temporal infinito tiene que maximizar el valor presente descontado del consumo futuro esperado. Es decir, consideremos que en el momento t , el individuo ha de resolver el problema de optimización consistente en maximizar la siguiente función objetivo:

$$V = E_t \sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-t} U(C_t) \quad (1)$$

donde C_t es el consumo real en el periodo t , ρ es la tasa de preferencia intertemporal, $U(\cdot)$ es la función de utilidad uniperiodo y E_t es el operador de esperanza condicionada a la información disponible en el momento t . Supondremos asimismo que se cumple la estricta concavidad y la doble diferenciabilidad de la función de utilidad, esto es, $U' > 0$ y $U'' < 0$. Supondremos finalmente que la ecuación que rige la evolución en el tiempo de los activos viene dada por la siguiente expresión:

$$A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t), \quad t = 0, \dots, \infty \quad (2)$$

donde A_t representa los activos reales netos al comienzo del periodo t ; Y_t es la renta laboral en ese mismo periodo t , y r es el tipo de interés real al cual el consumidor representativo puede prestar o tomar prestado entre los instantes t y $t + 1$. En estas circunstancias, las condiciones de primer orden del problema de maximizar (1) sujeto a la restricción (2) serían un conjunto de ecuaciones de Euler de la forma:

$$U'(C_t) = E_t \left[(1+\rho)^{-1} (1+r) U'(C_{t+1}) \right] \quad (3)$$

Tal como se plantea en la literatura sobre ahorro preventivo, supongamos una función de utilidad que presente utilidad marginal convexa ($U'''(\cdot) > 0$), por ejemplo, una función de utilidad isoelástica de la forma:

$$U(C_t) = \sigma(\sigma - 1)^{-1} C_t^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \quad (4)$$

Siendo $\sigma > 0$ la elasticidad de sustitución intertemporal. Sustituyendo la ecuación (4) en (3), la condición de primer orden se puede aproximar con la siguiente expresión:

$$E_t \Delta \ln C_{t+1} = \sigma(r - \rho) + \frac{1}{2\sigma} \text{Var}_t(\Delta \ln C_{t+1}) \quad (5)$$

Finalmente, si suponemos que:

$$\Delta \ln C_{t+1} = E_t \Delta \ln C_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

podemos eliminar el operador de esperanza matemática condicionada introduciendo un error de expectativas independiente e idénticamente distribuido. Sustituyendo (5) en (6) nos quedaría:

$$\Delta \ln C_{t+1} = \sigma(r - \rho) + \frac{1}{2\sigma} \text{Var}_t(\Delta \ln C_{t+1}) + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

En la ecuación (7) el segundo término a la derecha de la igualdad representa el efecto del motivo precaución sobre el crecimiento del consumo; incrementos en la incertidumbre del consumo futuro conllevan una reducción del consumo presente y, en consecuencia, un incremento en el crecimiento del consumo entre el momento

actual t y el futuro, $t + 1$. De esta manera, como pone de manifiesto esta ecuación y hace notar Carroll (1992), cualquier variable que ayude a predecir la variabilidad futura del consumo, servirá también para el propósito de explicar o predecir la tasa de crecimiento del mismo.

3. Datos

En este trabajo se utilizan datos anuales de renta y consumo que abarcan el periodo muestral 1980-2007 y proceden de la Contabilidad Regional de España (CRE), bases 1980, 1986, 1995 y 2000, facilitada por el INE (Instituto Nacional de Estadística). Como medida de consumo se ha utilizado el gasto en consumo final privado, mientras que como variable representativa de la renta se han empleado alternativamente el PIB regional y la renta bruta disponible de los hogares. Estas magnitudes han sido deflactadas con el IPC de cada Comunidad Autónoma. Adicionalmente han sido expresadas en términos per cápita, dividiéndolas por las correspondientes estimaciones intercensales de población. Finalmente, han sido expresadas en logaritmos naturales para cálculos posteriores.

Para estimar los modelos GARCH regionales se ha recurrido a los datos mensuales del índice de precios al consumo, índice general, con bases 1983, 1992, 2001 y 2006, para el periodo muestral 1978m01-2007m12. Desde el año 2002 el citado índice recoge el efecto de las rebajas en los precios de la economía española. Siguiendo a Caraballo y Usabiaga (2004) para evitar el problema causado por este cambio metodológico, se procedió a desestacionalizar las series utilizando el procedimiento TRAMO-SEATS³.

Finalmente, para obtener una medida del *stock* de capital humano en las regiones españolas se ha recurrido a los datos del proyecto Capital Humano, realizado por IVIE-Fundación Bancaja (2011). Éste ha sido también el origen de los datos de empleo sectorial, necesarios para computar en el apartado sexto los índices de especialización regional.

4. Una medida alternativa de incertidumbre

Para determinar el efecto de la incertidumbre sobre el consumo necesitamos una variable que tenga capacidad predictiva sobre la variabilidad del consumo futuro. Necesitamos en definitiva una medida de incertidumbre. La literatura ha recurrido habitualmente a dos metodologías para estimarla. En primer lugar hemos de mencionar el análisis basado en encuestas o, con más precisión, basado en la dispersión

³ Siguiendo la sugerencia de un evaluador se estimaron los modelos GARCH regionales sin desestacionalizar previamente el índice de precios. La posible estacionalidad se tuvo en cuenta introduciendo variables indicador mensuales en la ecuación para la inflación media. Los resultados obtenidos, disponibles para el lector interesado, permiten mantener plenamente las conclusiones de este trabajo.

transversal de las previsiones realizada por un panel de agentes (véase Hahm y Steigerwald, 1999).

El segundo enfoque está relacionado con el estudio de la variabilidad de los residuos de modelos univariantes de series temporales. En concreto, Menegatti (2007) recurre a la varianza incondicional de la tasa de crecimiento del PIB regional. En ese mismo trabajo, junto con Hahm (1999) y Menegatti (2010), se emplean también medidas de varianza condicional basadas en el *error de predicción un paso adelante* obtenidas a partir de modelos ARIMA estimados sobre el crecimiento del PIB regional.

Dentro de este segundo enfoque, y como novedad en relación con lo realizado hasta ahora en los trabajos de referencia, nosotros utilizamos como medida de incertidumbre la varianza predicha por un modelo GARCH de heteroscedasticidad condicional estimado sobre datos macroeconómicos de elevada frecuencia (véase Engle, 1982, y Bollerslev, 1986). En el caso de un modelo GARCH (1,1) la varianza condicional se puede predecir ajustando la siguiente especificación:

$$y_t = x_t \beta + \epsilon_t \text{ donde } \epsilon_t \sim N(0, h_t^2) \quad (8)$$

$$h_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \quad (9)$$

siendo (8) la ecuación para el valor medio de la variable de interés cuya volatilidad pretendemos estimar, y (9) la ecuación de la varianza condicional, donde $V(\epsilon_t | \varphi_{t-1}) = h_t^2$ es la varianza condicional de ϵ_t con respecto al conjunto de información φ_{t-1} . El valor ajustado o predicho de h_t^2 es la variable de incertidumbre que utilizamos en nuestro trabajo⁴.

El cuadro 1 presenta los estadísticos descriptivos de las series de inflación utilizadas. Como se puede observar, el elevado valor del estadístico de Jarque-Bera permite rechazar con claridad la hipótesis de normalidad de las series que estamos considerando. Por otro lado, la significación estadística del contraste de Ljung-Box, para el cuadrado de las desviaciones respecto de la media, y del contraste LM pone de manifiesto la existencia de efectos ARCH en la inflación mensual en las regiones españolas.

A menudo la literatura que utiliza la varianza condicional como medida de incertidumbre da por hecho que la variable estudiada es estacionaria, en vez de contrastarlo con los estadísticos pertinentes. En nuestro caso el estudio del orden de integración de la inflación mensual pone de manifiesto la estacionariedad de la misma para las distintas regiones españolas⁵.

⁴ Idealmente nos hubiera gustado contar con un conjunto de variables sobre los cuales ajustar el correspondiente modelo GARCH para predecir su volatilidad. Ahora bien, para ello es necesario que los datos estén disponibles para las distintas regiones, y que posean una elevada frecuencia. En el caso español sólo la inflación regional cumplía esas dos exigencias en el periodo temporal 1980-2007.

⁵ Por razones de espacio no se presenta el detalle de ese estudio. No obstante, está disponible a petición del lector interesado.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de la inflación mensual regional

<i>Región</i>	<i>Media</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>S.D.</i>	<i>J.B.</i>	<i>Q2 (12)</i>	<i>LM (12)</i>
Andalucía	0,52	1,95	-0,75	0,48	56,02***	186,59***	81,64***
Aragón	0,52	2,34	-0,91	0,48	92,92***	108,30***	53,61***
Asturias	0,52	2,47	-1,22	0,46	159,51***	123,38***	43,10***
Baleares	0,52	3,03	-0,86	0,54	133,80***	93,90***	57,57***
Canarias	0,51	2,69	-1,19	0,54	55,60***	159,78***	68,21***
Cantabria	0,51	2,61	-0,80	0,50	151,01***	225,99***	66,16***
Cast. y León	0,51	2,78	-0,54	0,45	207,37***	96,62***	47,11***
Cast.-La Mancha	0,51	2,19	-0,43	0,48	59,99***	247,61***	117,46***
Cataluña	0,54	2,44	-0,57	0,45	133,44***	101,94***	60,22***
Extremadura	0,51	2,83	-0,52	0,47	105,31***	170,58***	82,65***
Galicia	0,52	2,19	-0,63	0,46	61,09***	170,08***	68,86***
Madrid	0,52	2,40	-0,51	0,47	187,42***	242,27***	93,25***
Murcia	0,53	2,32	-0,86	0,53	37,07***	151,04***	66,03***
Navarra	0,53	2,84	-1,36	0,47	231,27***	39,80***	21,71**
País Vasco	0,53	2,43	-0,98	0,42	80,61***	107,16***	49,63***
Rioja	0,54	3,53	-0,81	0,51	90,15***	26,16***	23,57**
Valencia	0,52	2,01	-0,56	0,46	68,58***	382,44***	108,55***

Nota: La inflación se calcula como la variación mensual del logaritmo del índice general de precios al consumo. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar la normalidad de la serie. Q2 (12) es el estadístico Ljung-Box de orden 12 para contrastar correlación serial en el cuadrado de las desviaciones de la tasa de inflación respecto de su media muestral. LM(12) es el test estadístico Chi-cuadrado (12) para contrastar la existencia de efectos ARCH en la serie objeto de estudio.

*** *p*-value < 0,01, ** *p*-value < 0,05.

Fuente: Elaboración propia con datos de IPC facilitados por INE.

Los resultados de estimar los modelos ARMA-GARCH regionales aparecen recogidos en el cuadro A.1 del anexo. El número de retardos seleccionados para la ecuación de la inflación es aquel que permite la especificación más escueta y que a su vez genera residuos que son ruido blanco. La constante de la ecuación de varianza toma en todos los casos valores positivos, lo que es consistente con la no negatividad de la varianza de la inflación. Para todas las regiones la modelización GARCH (1,1) constituye una representación aceptable del proceso generador de datos de la varianza condicional tanto desde el punto de vista de la significatividad estadística de los coeficientes ARCH y GARCH, como por la ausencia de correlación serial y de estructura ARCH en los residuos de la estimación.

Dada la frecuencia mensual de los datos utilizados, la medida de incertidumbre que se empleó en la estimación principal fue la media anual de la varianza condicional predicha por los modelos GARCH regionales.

5. Estimación y resultados

5.1. Ecuación de estimación⁶

A la hora de contrastar empíricamente la Teoría del Ahorro Preventivo la ecuación (7) no puede estimarse directamente pues, como indica Carroll (1992), ese segundo término, la varianza condicional del crecimiento del consumo, es una variable endógena que depende de la riqueza acumulada por los hogares. Hahm (1999) y Menegatti (2010) optan por remediar este problema sustituyendo la varianza condicional del crecimiento del consumo por una medida de incertidumbre basada en el crecimiento futuro de la renta. En nuestro trabajo medimos la incertidumbre a través de la volatilidad condicional predicha con un modelo ARMA-GARCH estimado sobre la inflación regional.

Junto a la variable representativa de la incertidumbre macroeconómica se han introducido dos controles adicionales, a saber, el crecimiento retardado del *output* de la economía y la tasa de inflación. Respecto al primero, como indica Carroll (1992: 77), las perturbaciones en la renta retardada probablemente afecten al crecimiento del consumo en tanto que afectan a la riqueza de las familias. Cuando se contrasta la Teoría de la Renta Permanente se incurre en un error de especificación si no se considera adicionalmente como variable explicativa la varianza condicional del consumo o alguna medida de incertidumbre sobre el mismo. De igual forma, al contrastar la Teoría del Ahorro Preventivo también se incurriría en un problema de igual naturaleza si al estimar la ecuación (7) no introducimos una variable representativa del crecimiento del *output* de la economía. Llegados a este punto, se suscita la cuestión de si ese crecimiento de la renta se ha de introducir de manera contemporánea o retardado un periodo. La literatura apunta dos argumentos a favor de introducir esa variable de forma contemporánea. Por un lado, es frecuente encontrarse en la sociedad colectivos de población que están restringidos en liquidez, esto es, hogares que ven limitadas sus posibilidades para desplazar intertemporalmente su consumo cuando no tienen acceso a los mercados de crédito y para los cuales la renta del periodo constituye el determinante fundamental de sus decisiones de gasto corriente. Por otro lado, diversos estudios sugieren que en la economía pueden existir agentes *rule-of-thumb* que adoptan decisiones de consumo siguiendo una regla de comportamiento sencilla consistente en consumir en cada periodo la renta conseguida en el mismo. Frente a estos dos argumentos, el contraste canónico de la RE-PIH, tal como se plantea por Hall (1978), ha de hacerse considerando el crecimiento retardado de la renta; si los agentes son racionales, la renta de periodos anteriores no ha de tener contenido

⁶ En este trabajo hemos seguido lo que se conoce como *two step approach*. En una primera etapa se estiman los modelos ARMA-GARCH sobre datos de alta frecuencia. En un segundo paso, la variable predicha en la primera etapa se introduce como variable explicativa en la ecuación principal. De existir datos suficientes se habría podido aplicar el enfoque simultáneo propuesto por Cermeño y Grier (2006), para mejorar la eficiencia de nuestras estimaciones. Agradecemos a un evaluador el que nos haya advertido sobre este punto.

informativo relevante que lleve a aquéllos a modificar sus decisiones de consumo presente. En nuestras estimaciones hemos seguido este último planteamiento y se ha introducido el *output* de la economía de manera retardada.

En cuanto a la segunda variable de control, se ha introducido el primer momento de la inflación. Esto se hace para tener en cuenta la situación económica general y para contrastar la robustez de los resultados ante la presencia de la misma variable en niveles. Como indica Huizinga (1993), si omitiésemos la inflación, la capacidad predictiva de la variable de incertidumbre podría estar simplemente reflejando el efecto de una variable omitida con la que está altamente correlacionada⁷.

Atendiendo a todo lo anterior, la ecuación que finalmente se ha estimado tiene la siguiente forma:

$$\Delta \text{Ln}C_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{unc}_{it} + \beta_1 \Delta \text{Ln}Y_{it-1} + \beta_2 \pi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

donde $\Delta \text{Ln}C_{it}$ es la tasa de crecimiento del consumo privado, unc_{it} es la medida de incertidumbre comentada anteriormente, $\Delta \text{Ln}Y_{it-1}$ es la tasa de crecimiento de la renta retardada un periodo, π_{it} es la tasa de inflación y ε_{it} es un término de error independiente e idénticamente distribuido.

5.2. Estimación y resultados

Los resultados de las estimaciones aparecen recogidos en el cuadro 2. Para cada estimador se presentan cuatro regresiones. Las estimaciones (1) y (3) se realizan empleando una medida contemporánea de incertidumbre, *unc1*. En las columnas (2) y (4) la incertidumbre, *unc2*, se introduce en forma de retardo distribuido⁸. Por otro lado, en las estimaciones (1) y (2) se utiliza como medida retardada del *output* de la economía el PIB regional, mientras que en las regresiones (3) y (4) se emplea la Renta Familiar Disponible.

Inicialmente la estimación de la ecuación (10) se lleva a cabo mediante un modelo de efectos fijos. Con las variables *dummies* regionales pretendemos recoger el efecto que sobre el consumo ejercen factores de heterogeneidad inobservables representativos de características geográficas, culturales, institucionales o económicas específicas de cada región⁹. Con esta primera estimación se pone de manifiesto la significatividad

⁷ Para un análisis inicial de ecuaciones de consumo del tipo planteado en este trabajo ampliadas con inflación puede verse Koskela y Virén (1987).

⁸ En concreto, *unc2* se construye como una media ponderada de la varianza condicional presente y de la de los tres años anteriores. Esta forma de construir la variable de incertidumbre tiene su precedente en Baum *et al.* (2009) y pretende capturar el efecto combinado de la incertidumbre contemporánea y de la de periodos anteriores.

⁹ En las estimaciones que presentamos no se consideró oportuno introducir efectos fijos temporales. Y ello por varias razones. En primer lugar, como norma general se prefirió estimar especificaciones escuetas que permitiesen ahorrar grados de libertad. En este sentido, se probó con la introducción de una variable de tendencia temporal y los resultados, disponibles para el lector interesado, no variaban signifi-

estadística de la variable de incertidumbre en sus dos formulaciones, *unc1* y *unc2*, independientemente de cuál sea la variable representativa del *output* que estemos considerando. Por lo demás, las dos variables de control ejercen un efecto relevante en la decisión de consumo, con estimaciones de elevada significación estadísticas.

Estos primeros resultados han de contemplarse con cierta precaución. En efecto, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios asume que los errores del modelo son esféricos. Cuando esto no se produce, como es habitual en este tipo de datos, el estimador sigue siendo insesgado pero no hace un uso eficiente de la información disponible. La literatura indica que en paneles largos, en los que la dimensión temporal supera a la transversal, es frecuente encontrarse con problemas de heteroscedasticidad de panel, correlación transversal y correlación serial intrapanel. A partir de los residuos de la estimación OLS intentamos comprobar si esos problemas están presentes en nuestro caso. Para contrastar la heteroscedasticidad de panel utilizamos el test de Wald modificado, sugerido por Greene (2008). En las tres primeras estimaciones es posible rechazar con claridad la hipótesis de homoscedasticidad interregional de los residuos, mientras que en la última tal rechazo no se produce. Para comprobar la independencia transversal de los residuos se utiliza el contraste LM de Breusch y Pagan (1980). También en este caso los resultados son concluyentes en el sentido de rechazar con rotundidad la hipótesis nula. Finalmente, para contrastar la correlación serial dentro de cada panel se emplea el contraste propuesto por Wooldridge (2002). Nuevamente, la hipótesis de no correlación serial de primer orden se rechaza sin ningún género de duda.

Para enfrentar este tipo de situaciones es habitual utilizar Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS, en su acrónimo inglés). Llevando a cabo dos transformaciones secuenciales en las que primero se corrige la correlación serial y después se elimina la correlación contemporánea de los errores, se consiguen estimaciones consistentes y eficientes. Sin embargo, Beck y Katz (1995) pusieron en cuestión el uso intensivo de este tipo de estimadores. Según estos autores, el estimador FGLS genera errores estándar que son injustificadamente optimistas y las ventajas en eficiencia que se derivan del mismo sólo son tales en contextos en los que el ratio T/N es superior a tres (véase, Beck y Katz, 1995: 639). Como alternativa proponen el estimador OLS-PCSE (Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos)¹⁰, es decir, consideran aceptable utilizar el estimador mínimo cuadrático para obtener los coeficientes, por tratarse de estimaciones consistentes aunque no eficientes, pero plantean un procedimiento para corregir los errores estándar.

cativamente de los presentados en la primera parte del cuadro 2. En segundo lugar, seguimos a Cameron y Trivedi (2009) donde se indica que en paneles largos es preferible aprovechar la ordenación natural del tiempo introduciendo una tendencia lineal o cuadrática, en vez de *dummies* temporales. En tercer lugar, hemos de recordar que con la introducción de efectos fijos temporales se pretende explicar perturbaciones agregadas que afectan en un mismo instante del tiempo a todas las unidades transversales de análisis. Estas perturbaciones son las que provocan correlación contemporánea en los residuos y en nuestras estimaciones este problema se corrige utilizando estimadores robustos a tal situación (FGLS y OLS-PCSE).

¹⁰ No existe una traducción al español del acrónimo OLS-PCSE que esté ampliamente aceptada y extendida. Con Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos queremos decir Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar corregidos de correlación transversal (o correlación entre unidades del panel).

Cuadro 2. Ecuación de exceso de sensibilidad ampliada con incertidumbre

OLS				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,055* (3,66)		0,063* (3,41)	
$Unc2_{it}$		0,103* (4,06)		0,114* (3,95)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,298* (6,91)	0,310* (6,81)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,248* (6,32)	0,253* (5,92)
π_{it}	-0,254* (-6,95)	-0,387* (-7,40)	-0,307* (-10,28)	-0,421* (-8,53)
Obs.	442	425	442	425
R-squared	0,283	0,267	0,241	0,227
Wald(k)	35,02 (0,00)	32,43 (0,01)	29,57 (0,03)	20,95 (0,23)
BP	1.350,70 (0,00)	1.036,67 (0,00)	1.413,69 (0,00)	1.133,72 (0,00)
F(1,16)	32,26 (0,00)	33,72 (0,00)	35,88 (0,00)	37,96 (0,00)
FGLS				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,030* (7,70)		0,024* (5,62)	
$Unc2_{it}$		0,054* (6,38)		0,074* (10,01)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,122* (10,79)	0,129* (9,69)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,100* (9,57)	0,115* (10,07)
π_{it}	-0,253* (-7,36)	-0,325* (-7,25)	-0,259* (-7,82)	-0,305* (-8,45)
OLS-PCSE				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Unc1_{it}$	0,044*** (1,77)		0,042*** (1,62)	
$Unc2_{it}$		0,098* (2,81)		0,101* (2,61)
$\Delta LnPIB_{it-1}$	0,188* (3,15)	0,208* (3,46)		
$\Delta LnRFD_{it-1}$			0,135*** (1,88)	0,146** (2,03)
π_{it}	-0,260* (-2,45)	-0,386* (-3,08)	-0,293* (-2,64)	-0,403* (-3,04)

Notas: Entre paréntesis *t*-ratios. Wald(k) es un test modificado de Wald para contrastar heteroscedasticidad de panel en un modelo de efectos fijos. BP es un contraste tipo LM para contrastar independencia transversal, propuesto por Breusch y Pagan (1980). F (1, K-1) es el contraste de autocorrelación en datos de panel de Wooldridge (2002). En el primer tercio del cuadro, al lado de cada contraste de diagnóstico, aparece el *p*-valor de significación marginal. Todas las especificaciones tienen constante y efectos fijos regionales.

*, **, *** denotan significación estadística a niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

De los tres conjuntos de estimaciones, la realizada con el estimador FGLS es la que genera coeficientes con menor valor absoluto, la estimación OLS se situaría en el extremo opuesto y las estimaciones con OLS-PCSE ocuparían una situación intermedia. Respecto a la significación estadística, tal como esperábamos en función de lo comentado en los párrafos anteriores, el estimador FGLS es el que ofrece estimaciones más optimistas en el sentido de presentar una menor variabilidad del estimador. En sentido opuesto, los errores estándar conseguidos con la corrección PCSE son sustancialmente más elevados, aumentando en consecuencia los niveles de significación marginal.

Si nos centramos en la variable de interés, la incertidumbre macroeconómica, es inmediato observar que en todas las especificaciones el coeficiente estimado para *unc2* es más elevado que el obtenido para *unc1* y en general se estima con mayor precisión, esto es, presenta mayores *t*-ratios. Recordemos que con *unc2* estamos considerando que la incertidumbre afecta al consumo a lo largo de un periodo dilatado de tiempo, mientras que con *unc1* estamos recogiendo la incertidumbre introducida de manera contemporánea. De alguna forma, estos resultados nos indican que el efecto de la incertidumbre sobre el consumo se extiende en el tiempo, aun cuando el efecto contemporáneo pueda ser reducido ¹¹.

En cuanto al efecto sobre el consumo de la variable renta retardada, en todas las especificaciones se observa con claridad resultados de exceso de sensibilidad. Y ello se produce tanto si la renta se mide a través del PIB regional como si se mide por medio de la Renta Familiar Disponible. Este exceso de sensibilidad del consumo podría entenderse como la consecuencia de la existencia de restricciones de liquidez en los hogares, la no separabilidad de las decisiones de consumo y empleo, o bien como el no cumplimiento de algún otro de los supuestos que subyacen a la Teoría de la Renta Permanente.

Finalmente, respecto al efecto de la inflación sobre el consumo, en todas las estimaciones se obtienen coeficientes negativos de elevado valor absoluto, y con destacados niveles de significación. Tradicionalmente se ha considerado que elevadas tasas de inflación son sinónimo de deficiente gestión de la política macroeconómica y esto último podría tener un efecto negativo sobre el crecimiento del consumo. Por otro lado, su significatividad estadística pone también de manifiesto que su no inclusión en la estimación de la ecuación (10) podría haber dado lugar a un importante sesgo por omisión de variable relevante.

En definitiva, para lo que es importante en este trabajo, la incertidumbre medida con procedimientos alternativos e introducida en el modelo de manera contemporánea y en forma de retardo parece ejercer un efecto destacado sobre las decisiones de consumo de las economías domésticas.

¹¹ Para contrastar la robustez de estos resultados se creó una medida alternativa de incertidumbre basada en el *error de predicción un paso adelante* obtenido tras estimar recursivamente un modelo AR(2) sobre la inflación regional. Los resultados, disponibles bajo petición, no varían significativamente en relación con los presentados en el cuadro 2.

6. Buscando patrones regionales

Dados los resultados presentados en el apartado anterior, es obligado preguntarse si detrás de los mismos existe algún tipo de patrón regional identificable en cuanto a la sensibilidad del consumo familiar frente a la medida de incertidumbre que estamos considerando¹². Como primera aproximación hemos interactuado las variables *dummies* regionales con la variable de incertidumbre. El estadístico de Wald correspondiente para las variables de interacción alcanzó valores de 99,14 y 45,69, según se emplee FGLS o OLS-PCSE, con niveles de significación marginal notablemente inferiores al 1%. Es decir, parece haber un comportamiento diferenciado estadísticamente relevante de las distintas regiones en cuanto a la sensibilidad del consumo privado a la incertidumbre.

Como paso adicional, se ha computado el estadístico I de Moran de autocorrelación espacial global para los coeficientes de interacción de las Comunidades Autónomas peninsulares. Cuando se utiliza en su cálculo una matriz de contigüidad binaria, se obtiene un estadístico comprendido entre $-0,077$ y $-0,134$, dependiendo de cuál sea el estimador empleado y la variable renta considerada. En ningún caso resultaron ser significativos. Cuando la matriz de ponderaciones se realiza utilizando la inversa de la distancia entre las capitales de las Comunidades, el estadístico que nos ocupa toma valores entre $-0,046$ y $-0,105$, no resultando tampoco significativos. Por tanto podemos afirmar que no existe ningún tipo de patrón espacial discernible entre los coeficientes que resultan de interactuar la variable de incertidumbre macroeconómica con los indicadores regionales¹³.

Atendiendo a la disponibilidad de datos regionales para la economía española, se ha intentado ver de qué forma la sensibilidad del consumo a la incertidumbre se ve afectada por factores tales como la dotación regional de capital humano y la composición sectorial del empleo regional. Para ello se han construido variables *dummies* representativas de estos factores y han sido interactuadas con la variable de incertidumbre. Los resultados de ese estudio aparecen recogidos en el cuadro 3.

En primer lugar hemos querido ver de qué forma la dotación de capital humano condiciona la sensibilidad del consumo a la incertidumbre. *A priori* el signo esperado para la variable de interacción puede ser tanto positivo como negativo. Así, por un lado hay estudios que sugieren que la mayor dotación de capital humano reduce la probabilidad de caer en desempleo y hace que, incluso estando desempleados, los hogares dispongan de un mayor colateral o garantía con los que sortear asimetrías in-

¹² En lo que sigue comentamos los resultados de las estimaciones con *unc2* como variable representativa de la incertidumbre macroeconómica.

¹³ Con el fin de comprobar la robustez de estos resultados se obtuvieron adicionalmente los diagramas de puntos (*scatterplots*) de Moran que relacionan el valor inicial de esos coeficientes con sus retardos espaciales. Los gráficos ponían de manifiesto la existencia de un valor atípico, el correspondiente a Navarra. Se estimaron de nuevo el estadístico I de Moran y el correspondiente diagrama de puntos sin contar con esta región, y los resultados se mantenían en los mismos términos que se comentan en el texto principal, a saber, en todos los cálculos la I de Moran es negativa, de reducido valor absoluto y no estadísticamente significativa, poniendo con ello de manifiesto la falta de dependencia espacial de los coeficientes de interacción.

Cuadro 3. Interacciones en la ecuación de exceso de sensibilidad

Variable	FGLS		OLS-PCSE	
	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
HK1	0,019***	(3,05)	0,035*	(1,74)
HK2	0,020***	(2,70)	0,035*	(1,64)
HK3	0,059***	(4,75)	0,095***	(2,57)
AGRI	0,039***	(2,79)	0,075**	(1,98)
CONS	-0,022***	(-2,79)	-0,001	(-0,04)
ENER	-0,015	(-1,57)	-0,028	(-1,19)
INDUS	0,028***	(4,60)	0,037**	(1,98)
SERV	-0,033***	(-3,63)	-0,058***	(-2,17)

Notas: Entre paréntesis *t*-ratios.

***, **, * denotan significación estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

HK_j es una variable dummy que toma valor 1 si la región en cuestión tiene un *stock* de capital humano superior a la media nacional en el periodo analizado, y 0 en caso contrario. El *stock* de capital humano se mide a través de los años medios de escolarización de la población en edad de trabajar ($j = 1$), de la población activa ($j = 2$) y de la población ocupada ($j = 3$). AGRI es una variable dummy que toma valor 1 si la región tiene una especialización laboral en el sector agrario, y 0 en caso contrario. El índice de especialización laboral para cada año se obtiene aplicando la fórmula (11) del texto principal. Lo mismo se ha hecho para las variables CONS, ENER, INDUS y SERV.

Fuente: Elaboración propia con datos de INE e IVIE-Fundación Bancaja (2011).

formativas, permitiendo a las familias acceder a los mercados privados para asegurarse ante situaciones de incertidumbre. Se suele considerar asimismo que los hogares con mayor formación disponen de habilidades y cultura financiera que les posibilitan hacer frente a perturbaciones no anticipadas con mayor facilidad que los hogares carentes de esa formación. Todo ello en definitiva actuaría en el sentido de reducir la sensibilidad del consumo a la incertidumbre. Por otro lado, tal como sugieren Blackburn y Varvarigos (2008), ante niveles de aversión al riesgo suficientemente altos, la volatilidad puede inducir comportamientos preventivos en los agentes, haciendo que éstos inviertan más en capital humano con el fin de mejorar sus perspectivas de empleo. Una alta dotación de capital humano sería en sí mismo un claro indicio de elevada sensibilidad a situaciones de incertidumbre, surgiendo de esta forma una asociación positiva entre ambas variables. Los resultados obtenidos apuntan en esta última dirección. Sea cual fuere el método de estimación utilizado, tener una dotación de capital humano superior a la media nacional hace que las familias muestren una mayor sensibilidad a la incertidumbre en sus decisiones de consumo.

En segundo lugar, para ver el efecto de la especialización productiva de cada región en la sensibilidad del consumo a la incertidumbre, se han construido los correspondientes índices de especialización laboral sectorial utilizando la siguiente expresión:

$$IE_{ijt} = \frac{L_{ij} / \sum_i^5 L_{ij}}{\sum_j^{17} L_{ij} / \sum_j^{17} \sum_i^5 L_{ij}} \quad (11)$$

siendo L_{ij} la ocupación que existe en el sector productivo i -ésimo y en la región j -ésima en un año t . Estos índices se promedian para el periodo 1980-2007 y si toman un valor superior a 1 concluimos que la región en cuestión está especializada en ese sector productivo. A partir de ellos se construyen las variables indicador que toma valor 1 si la región i está especializada en el sector productivo j , y 0 en caso contrario. Los resultados de la estimación OLS-PCSE, los más conservadores, indican que la especialización productiva en los sectores agrícola, industrial y de servicios tiene efectos estadísticamente relevantes en la sensibilidad del consumo a la incertidumbre macroeconómica. Por el contrario, la especialización en los sectores de construcción y energía no afectan de manera significativa a tal relación.

A lo largo del periodo analizado la agricultura española ha estado sujeta a diversos mecanismos de regulación e intervención. Aunque ello ha contribuido a estabilizar los mercados agrarios y garantizar a los agricultores un nivel de vida equiparable al de otros agentes económicos, no ha permitido en cambio reducir el efecto de la incertidumbre en las decisiones de consumo de las familias. Los resultados indican que las regiones con una especialización laboral en el sector agrario son más sensibles a la incertidumbre que las que no lo están.

Respecto al signo negativo que se registra para el sector servicios y el positivo que presenta el sector industrial, podrían deberse al grado de exposición a la competencia internacional que se observa en ambos casos, así como a la distinta volatilidad del empleo en cada uno de ellos. En este sentido, el sector industrial se caracteriza por la creación de bienes comercializables, en procesos productivos intensivos en capital, con un elevado uso de *inputs* energéticos importados y sujetos a una elevada competencia internacional. La necesidad de aumentar la productividad, la relativamente elevada sustituibilidad factorial y el estar sujeto a perturbaciones económicas exógenas hacen que el empleo en el sector no sea especialmente estable en el largo plazo. Las características del sector servicios son justamente las opuestas. Carlino *et al.* (2003) hacen referencia a la menor volatilidad del empleo en el sector servicios en relación con el sector manufacturero. Si recordamos adicionalmente el elevado peso del empleo público en el mismo, se comprenderá que el consumo privado en estas regiones sea menos susceptible a la incertidumbre macroeconómica que en las especializadas en el sector industrial.

7. Resumen y conclusiones

El presente trabajo indaga sobre el efecto que la incertidumbre macroeconómica tiene sobre las decisiones de consumo de las familias. Empleando datos de alta frecuencia, los IPC mensuales regionales, se estiman modelos ARMA-GARCH a partir de los cuales se predice la volatilidad condicional de la inflación. Esta variable se utiliza como *proxi* de incertidumbre macroeconómica en una ecuación de exceso de sensibilidad del consumo. Los resultados indican que la volatilidad condicional

predicha afecta al consumo privado, especialmente si aquélla es introducida en forma de retardo distribuido. Las dos variables de control consideradas son estadísticamente significativas. En particular, en el caso de la renta, tanto si se mide con el PIB regional como si se hace con la Renta Familiar Disponible, los resultados ponen de manifiesto que, contrariamente a lo que se deduce de la RE-PIH, esta variable es significativa, delatando con ello la posible existencia de restricciones de liquidez, la no separabilidad de las decisiones de consumo y empleo de las familias o el no cumplimiento de cualquier otro de los supuestos que subyacen a la Teoría de la Renta Permanente.

Como paso adicional, se intenta encontrar patrones regionales de comportamiento que ayuden a explicar el resultado principal. Así, regiones con una dotación de capital humano superior a la media parecen mostrar una mayor sensibilidad a la incertidumbre. Lo mismo sucede cuando la región en cuestión presenta una especialización laboral sectorial centrada en los sectores agrario o industrial. Si la especialización laboral se produce en el sector servicios, ocurre lo contrario.

Desde el punto de vista de la política económica, dos son las derivaciones de este trabajo. Por un lado, si la incertidumbre ejerce un efecto destacado, especialmente cuando se introduce de manera retardada, en las decisiones de consumo de los hogares, entonces sólo cuando aquélla se vea reducida cabe esperar un comportamiento más expansivo del gasto de las familias. Por otro lado, la propia concepción de la política económica ha de cambiar, renunciándose al manejo discrecional de las diversas figuras impositivas, y centrándose más en medidas estructurales tendentes a reducir cualquier tipo de incertidumbre o imprevisibilidad que emane de las instituciones y de las normas que operan en la economía.

Bibliografía

- Banco de España (2010): *Informe Anual 2009*, Madrid.
- Baum, Ch.; Caglayan, M., y Ozkan, N. (2009): «The second moments matter: the impact of macroeconomic uncertainty on the allocation of loanable funds», *Economics Letters*, 102, 87-89.
- Beck, N., y Katz, J. (1995): «What to do (and not to do) with time-series cross-section data», *American Political Science Review*, 89, 634-647.
- Blackburn, K., y Varvarigos, D. (2008): «Human capital accumulation and output growth in a stochastic environment», *Economic Theory*, 36, 435-452.
- Bollerslev, T. (1986): «Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Breusch, T., y Pagan, A. (1980): «The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics», *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Cameron, C., y Trivedi, P. (2009): *Microeconometrics using Stata*, Stata Press, College Station, TX (USA).
- Caraballo, M. A., y Usabiaga, C. (2004): «Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiw», *Investigaciones Regionales*, 5, 67-90.

- Carlino, G.; DeFina, R., y Sill, K. (2003): *Postwar period changes in employment volatility: new evidence from State/Industry panel data*, working paper 03-18, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Philadelphia, PA (USA).
- Carroll, Ch. (1992): «The buffer-stock theory of saving: some macroeconomic evidence», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 61-156.
- Carroll, Ch., y Samwick, A. (1997): «The nature of precautionary wealth», *Journal of Monetary Economics*, 44, 41-71.
- Cermeño, R., y Grier, K. (2006): «Conditional heteroskedasticity and cross-sectional dependence in panel data: an empirical study of inflation uncertainty in the G7 countries», en B. H. Baltagi (ed.), *Panel data econometrics*, vol. 10, Elsevier, New York, 259-277.
- Dardanoni, V. (1991): «Precautionary savings under income uncertainty: a cross-sectional analysis», *Applied Economics*, 23, 153-160.
- Dynan, K. (1993): «How prudent are consumers?», *Journal of Political Economy*, 101, 1104-1113.
- Engle, R. (1982): «Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Friedman, M. (1957): *Theory and Consumption*, Princeton University Press, Princeton, N. J. (USA).
- Greene, W. (2008): *Econometric Analysis, sixth edition*, Pearson Education, Upper Saddle River, N. J. (USA).
- Guariglia, A. (2001): «Saving behavior and earnings uncertainty: evidence from the British Household Panel Survey», *Journal of Population Economics*, 14, 619-634.
- Guiso, L.; Japelli, T., y Terlizzese, D. (1992): «Earnings uncertainty and precautionary saving», *Journal of Monetary Economics*, 30, 307-337.
- Hahm, J. (1999): «Consumption growth, income growth and earnings uncertainty: simple cross-country evidence», *International Economic Journal*, 13, 39-58.
- Hahm, J., y Steigerwald, D. (1999): «Consumption adjustment under time-varying income uncertainty», *Review of Economics and Statistics*, 81, 32-40.
- Hall, R. (1978): «Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-988.
- Huizinga, J. (1993): «Inflation uncertainty, relative price uncertainty and investment in U.S. manufacturing», *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 521-549.
- Ivie-Fundación Bancaja (2011): *Proyecto Capital Humano*, disponible en: <http://www.ivie.es/banco/capital.php>.
- Kazarosian, M. (1997): «Precautionary savings. A panel study», *Review of Economics and Statistics*, 79, 241-247.
- Koskela, E., y Virén, M. (1987): «Inflation and the Euler equation approach to consumption behaviour. Some Empirical Evidence», *Economics Letters*, 25, 233-238.
- Leland, H. (1968): «Saving and uncertainty: the precautionary demand for saving», *Quarterly Journal of Economics*, 82, 465-472.
- Lusardi, A. (1998): «On the importance of the precautionary saving motive», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 88, 449-53.
- Lyhagen, J. (2001): «The effect of precautionary saving on consumption in Sweden», *Applied Economics*, 33, 673-681.
- Menegatti, M. (2007): «Consumption and uncertainty: a panel analysis in Italian regions», *Applied Economics Letters*, 14, 39-42.
- (2010): «Uncertainty and consumption: new evidence in OECD countries», *Bulletin of Economic Research*, 62, 227-242.
- Modigliani, F., y Brumber, R. (1954): «Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data», en K. K. Kurihara (ed.), *Post Keynesian Economics*, Allen y Unwin, New Brunswick, NJ (USA).

- Sandmo, A. (1970): «The effect of uncertainty on saving decisions», *Review of Economic Studies*, 37, 353-360.
- Skinner, J. (1988): «Risky income, life cycle consumption and precautionary savings», *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255.
- Starr-McCluer, M. (1996): «Health insurance and precautionary savings», *American Economic Review*, 86, 285-295.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometrics analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge, MA (USA).

Cuadro A.1. Modelos ARMA-GARCH para la inflación regional española

Ecuación para la inflación																	
	And	Ara	Ast	Bal	Can	Cat	Cl	Cm	Cnt	Ext	Gal	Mad	Mur	Nav	Pav	Rio	Val
$\pi(-1)$	0,16 (2,99)						0,10 (1,84)	0,05 (0,95)				-0,04 (-0,80)		-0,15 (-2,30)		0,16 (2,58)	
$\pi(-2)$	0,16 (2,83)			0,08 (1,68)		0,14 (2,60)	0,14 (2,27)	0,13 (2,51)			0,11 (2,12)		0,14 (2,59)				0,16 (3,16)
$\pi(-3)$					0,11 (2,07)	0,11 (1,87)	0,17 (3,38)				0,11 (1,86)	0,13 (2,98)					0,11 (2,15)
$\pi(-4)$		0,11 (1,93)	0,16 (2,67)	0,17 (3,39)	0,12 (2,09)	0,13 (2,10)	0,19 (3,04)	0,05 (0,92)	0,13 (2,28)			0,06 (1,40)		0,13 (2,17)	0,10 (1,89)		
$\pi(-5)$	0,11 (1,87)	0,11 (2,16)			0,18 (3,67)		0,12 (2,00)					0,08 (2,04)	0,09 (1,80)				
$\pi(-6)$			0,20 (4,17)		0,14 (2,78)						0,14 (2,40)			0,15 (2,80)		0,21 (4,23)	
$\pi(-7)$	0,23 (4,72)	0,21 (3,91)			0,12 (2,29)	0,20 (3,72)		0,20 (3,78)	0,31 (5,34)	0,16 (2,58)	0,21 (3,73)	0,12 (2,73)	0,12 (2,57)	0,29 (4,94)	0,22 (3,68)		0,10 (1,89)
$\pi(-8)$	0,18 (3,68)	0,18 (3,35)	0,24 (4,44)			0,10 (2,20)			0,19 (3,62)	0,15 (2,76)		0,17 (3,93)	0,17 (3,78)	0,15 (2,40)	0,17 (3,45)	0,19 (3,95)	0,11 (2,14)
$\pi(-9)$				0,15 (3,02)		0,13 (2,33)		0,12 (2,17)	0,12 (2,16)			0,16 (3,06)			0,12 (2,02)		0,10 (1,81)
$\pi(-10)$		0,23 (5,39)	0,19 (3,39)	0,20 (4,25)	0,19 (3,44)			0,16 (3,01)	0,14 (3,28)	0,18 (3,42)		0,15 (3,60)	0,13 (2,66)	0,19 (3,52)	0,14 (2,60)	0,26 (5,41)	0,10 (1,73)
$\pi(-11)$		0,15 (3,21)		0,18 (3,41)		0,10 (1,99)		0,12 (2,34)	0,11 (2,04)	0,19 (3,35)	0,16 (2,86)			0,13 (3,01)	0,18 (3,02)	0,09 (1,93)	
$\pi(-12)$		-0,11 (-1,78)						-0,14 (-2,64)	-0,14 (-2,49)	-0,07 (-1,40)	0,13 (-2,44)					-0,12 (-1,96)	-0,13 (-2,23)
$\pi(-13)$																	
$\pi(-14)$								0,11 (1,87)		0,17 (3,28)			0,10 (1,98)				0,11 (2,54)
$\pi(-15)$																	0,20 (4,02)

Ecuación para la variancia de inflación

	And	Ara	Ast	Bal	Can	Cat	Cl	Cm	Cnt	Ext	Gal	Mad	Mur	Nav	Pav	Rio	Val
ARCH(1)	0,07 ^a	0,07 ^b	0,05 ^b	0,11 ^a	0,05 ^b	0,08 ^a	0,09 ^c	0,05 ^b	0,06 ^b	0,05 ^c	0,11 ^a	-0,03 ^b	0,07 ^a	0,19 ^a	0,06 ^b	0,09 ^b	0,06 ^b
GARCH(1)	0,92 ^a	0,91 ^a	0,95 ^c	0,90 ^a	0,94 ^a	0,92 ^a	0,91 ^a	0,94 ^b	0,93 ^a	0,94 ^a	0,89 ^a	1,02 ^a	0,93 ^a	0,82 ^a	0,93 ^a	0,91 ^a	0,93 ^a
Adj-R2	0,42	0,43	0,49	0,30	0,38	0,44	0,43	0,47	0,45	0,47	0,42	0,53	0,32	0,40	0,55	0,25	0,53
LBQ(4)	3,32	1,72	5,38	7,75 ^c	2,05	2,13	3,96	0,89	3,36	4,74	0,78	1,36	1,38	1,76	0,53	0,75	2,15
LBQ(12)	18,13	8,67	17,64	15,45	15,94	18,33	18,03	9,37	14,41	17,00	16,91	14,13	5,68	9,97	13,31	6,53	4,03
LBQ(4)	0,97	1,10	0,59	2,86	1,69	1,71	3,42	8,41 ^c	2,05	2,29	3,68	1,83	1,77	1,09	1,38	4,53	1,60
LBQ(12)	12,57	16,72	2,25	17,35	5,95	8,78	8,64	11,15	13,82	5,53	16,05	9,96	7,19	5,99	3,82	9,14	3,07
LM(1)	0,62	0,14	0,15	0,02	0,81	1,09	0,50	1,66	0,93	0,09	0,00	0,62	0,23	0,27	0,26	2,37	0,00
LM(4)	1,01	1,07	0,57	3,09	0,96	1,79	3,44	7,65	2,06	2,78	3,65	1,83	1,75	1,10	1,38	4,86	1,68

Notas: Todas las ecuaciones se estiman con constante. En la ecuación para la inflación entre paréntesis aparecen los *t*-ratios. LBQ(k) y LBQ2(k) son los estadísticos de Ljung-Box de orden *k* para los residuos y sus cuadrados. LM(k) es el estadístico para contrastar la no existencia de efectos ARCH en los residuos. ^{a,b,c} denotan significación estadística a niveles del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Environmental taxation and industrial water use in Spain

Jaime Vallés-Giménez * y Anabel Zárate-Marco **

ABSTRACT: The Spanish Water Act, 2001 shifted responsibility for wastewater treatment from municipal to regional government, and as a consequence the Autonomous Communities have begun to levy a Sanitation Charge, apparently with environmental objectives. Industrial demand for water in Aragon is estimated in this paper using a double logarithmic model with panel data to establish whether regional Sanitation Charges rationalise water consumption. The key explanatory variable is the Sanitation Charge, in addition to the water supply charges payable in the towns and cities of Aragon and other variables which capture the characteristics of the firms in the sample. The reduction in water demand achieved appears to be due to the environmental charge rather than to any actual increase in firms' water costs.

JEL Classification: H23; H32; H71.

Keywords: Industrial water consumption; Sanitation Charge; tax centralisation; regional government.

Fiscalidad ambiental y uso industrial del agua en España

RESUMEN: Con la Ley de Aguas del 2001, la competencia sobre depuración de aguas residuales, que venían desempeñando los municipios a través del cobro de tasas, se ha encomendado a las Comunidades Autónomas, quienes deben implantar para su gestión un Canon de Saneamiento. Para determinar si este Canon racionaliza el consumo de agua, en este trabajo se estima la demanda industrial de agua en Aragón, utilizando para ello un modelo logarítmico con datos de panel en el que la variable explicativa clave ha sido el Canon del Saneamiento, además de la tasa por el suministro de agua pagada por las industrias en los diferentes municipios aragoneses, y otras variables que captan las características particulares de las empresas de la muestra y que están relacionadas con el consumo de agua. Los resultados obtenidos muestran que la reducción del consumo industrial de agua

* Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública. Facultad de Economía y Empresa. Gran Vía 2, 50005 Zaragoza, Spain. Tfno: 976 76 27 70, email: jvalles@unizar.es.

** Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública. Facultad de Economía y Empresa. C/ María de Luna, Zaragoza, Spain. Tfno: 876 55 49 82, email: azarate@unizar.es.

Received: 22 november 2011 / Accepted: 4 april 2013.

parece debida a la tributación ambiental, más que a un incremento en el coste del agua para las empresas.

Clasificación JEL: H23; H32; H71.

Palabras clave: Consumo industrial de agua; Canon de Saneamiento; centralización fiscal; nivel regional de gobierno.

1. Introduction

Widespread public concern about the use of water resources has encouraged governments to create mechanisms to improve water management, although they have been clearly insufficient. Drought and water shortages are real problems, and pollution from wastewater discharge persists. Meanwhile, non-compliance by several member States with the obligations established by the EU Water Framework Directive (60/2000/CE) pushed the European Environment Agency to perform a pilot study¹ of the effectiveness of water use and treatment policies in France, Denmark, Estonia, Netherlands, Poland and Spain, in order to identify and understand policy successes and failures.

That study (henceforth EEA Report) suggested that economic instruments and, specifically, environmental taxes on industrial discharges, were the best option for environmental protection and clearly superior to the command and control instruments that have conventionally been used in this area, though without much success. From the standpoint of environmental management, meanwhile, Coch (2001), Stavins (2001), Kraemer *et al.* (2003), Mattheiß *et al.* (2009), ONEMA (2009) and OECD (2011) consider that economic instruments are better than command and control instruments, because they internalise externalities by including a fee or additional cost in the price of outputs and generating extra public funding. They also materialise the Polluter Pays Principle, changing users' behaviour and encouraging eco-efficient, rational use of resources. However, other scholars have argued that for an effective environmental management all these strategies should be utilized in a harmonized manner depending on the strengths and weaknesses of the surrounding economic, social and institutional circumstances of the societies such as availability of financial funds, status of internal market and citizen awareness over environmental issues (OECD, 2001; Sorrell and Sijm, 2003; OECD, 2007 and Demir, 2011).

The EEA Report found that taxes on wastewater discharges were relatively low in Spain and did not produce the necessary stimuli to achieve the desired environmental ends, even though regional and municipal authorities are empowered to levy environmental taxes, which can in fact be extremely useful at the lower tiers of government, where the power to tax is constrained by the theoretical recommendations of fiscal federalism (Dalmazzone, 2006; Garcia-Valiñas, 2007; and Alm and Banzhaf, 2011).

¹ European Environment Agency (2005), Effectiveness of urban wastewater treatment policies in selected countries: an EEA pilot study, EEA Report No. 2/2005, Luxembourg.

The EEA Report also concluded that Spain and France were far from complying with the conditions established in the EU Directive, in contrast to Denmark and the Netherlands. Meanwhile, Poland and Estonia (which joined the EU somewhat later) had made adequate progress. The success of water use and treatment arrangements in the Netherlands and Denmark was found to be partly attributable to the exercise of the relevant competences exclusively by a single authority (municipalities or institutions entrusted with managing the various hydrographical basins). The effects of sharing powers over the use, treatment and pricing of water are apparent in the Spanish case, where policy depends on negotiation between the Autonomous Communities or regions and central government². The design and levy of wastewater treatment charges (i.e. the Sanitation Charge) was devolved to the regions of Spain in the late 1980s, and it is the Autonomous Communities that are responsible for compliance with the objective of the Urban Waste Water Directive (Council Directive 91/271/EEC).

The Charge levied by the Spanish regions has both an environmental and a financial purpose. Some regions include the pollution load of industrial wastewater alongside water consumption in the calculation of the Sanitation Charge, which suggests that it can help cut pollution and meet environmental objectives. The EEA Report, of course, pays close attention to the of fiscal incentives applied to reduce environmental pollution, and the main purpose of this paper is therefore to test whether the Sanitation Charge actually does reduce water pollution in order to establish whether the regional governments of Spain are working in the right direction in the fight against pollution, or whether the Sanitation Charge is merely another funding instrument of funding with no impact on taxpayers' behaviour.

For the first time in the literature, therefore, we decouple the price of industrial water supplies from the price of pollution discharged in order to look at their separate impacts on demand for industrial water. This failure to address what in our view is a key empirical issue is a mistake, because the purpose and nature of both prices (water supply *versus* water pollution) are radically different (financial *versus* environmental purpose, and cost *versus* tax nature).

The paper is structured as follows. The second section contains an in-depth analysis of the legislation governing water use and taxation in Spain, which is inherently complex and emanates from all three tiers of government (central, regional and local) more as a regulatory patchwork than a framework. This very legislative profusion is probably responsible for some of the errors contained in the EEA Report; for example where it asserts that the responsibility for wastewater treatment lies with the municipalities in Spain. The third section of the paper describes the measurements carried out using a microdata sample to test whether the design of the water-related taxes has helped mitigate environmental harm from industrial wastewater discharges at the regional level. To this end, we focus on the Sanitation Charge established in the Autonomous Community of Aragon, one of the regions that take the pollution load

² The industrial structure of water and sanitation utilities may influence policy outcomes. While some countries (e.g. England and Wales) have moved towards the aggregation of provision, others (e.g. Spain and Italy) have allowed a much more fragmented model to develop.

in discharges into account along with the volume of water consumed to establish the amount of the Sanitation Charge payable by industrial water users. The study ends with a final section setting out our main conclusions.

2. A brief overview of European water taxation: The case of Spain

Water taxation in the member States is affected by a raft of EU regulations and in particular by Directive 60/2000/CE, which creates a European framework for active water policies and establishes the cost-recovery principle for water-related service costs. Though it does not impose any specific tax measures, the Directive mentions that environmental charges could contribute to the attainment of cost-recovery goals by ensuring that prices are right. Accordingly, water charges should include all pollution costs, which are added to the market price of the services by way of surcharges to encourage clean production processes through appropriate market reactions. Meanwhile, the system should avoid distorting competition, because the Urban Waste Water Directive (271/1991/EEC) obliges all EU member States.

The water charges created by the EU member States (summarised in Table 1) can be divided into three categories comprising charges on water abstraction, charges on water consumption and sewage treatment services, and charges on water-related pollution.

Let us now consider the Spanish context in greater detail, since Spain is the focus of our empirical analysis. The achievement of the cost-recovery principle for water-related service costs established in the Spanish Water Act (Real Legislative Decree 1/2001)³ currently requires a range of charges at both the national and sub-national levels, which are set at different points in the complete water cycle. The majority of such charges are based on the consumption of a scarce resource, or on the pollution produced, or potentially produced, by water consumption and subsequent discharges. Charges are thus intended to finance hydraulic infrastructure, whether for water abstraction and distribution or for treatment to make used water fit for reuse and consumption. At the level of central government, the amended Water Act establishes a **Public Goods Charge for Water** (paid for the occupation, use and exploitation of water-related public goods), a **Pollution Charge** (to finance the study, control, protection and improvement of the environment in each river basin), a **Water Regulation Charge** (to cover the benefits obtained from State infrastructure to regulate surface and ground water sources), and a **Water Use Charge** (to finance water infrastructure works undertaken by the State to facilitate water availability and use).

These levies are defined from an environmental standpoint, although its green influence is weak. The Pollution Charge establishes a pollution-price relationship that

³ The Spanish Water Act has recently been amended, including changes to art. 111 *bis* concerning cost recovery with the result that cost recovery will henceforth depend on discretionary decisions by the competent authority (Ministry of Agriculture, Food, and the Environment). A new law, the *Ley de medidas urgentes en materia de medio ambiente*, or «Urgent Environmental Measures Act» was also enacted on December 19th, 2012, in accordance with the provisions of Royal Decree Law 17/2012, of May 4th.

Table 1. Water charges in the EU-27

	<i>Abstraction</i>	<i>Use and discharge</i>	<i>Pollution</i>
Austria		X	
Belgium	X	X	X
Bulgaria		X	X
Cyprus			
Czech Republic	X	X	X
Denmark		X	X
Estonia		X	
Finland		X	
France	X	X	X
Germany	X		X
Greece		X	
Hungary	X	X	X
Ireland			
Italy		X	
Latvia	X	X	X
Lithuania	X	X	X
Luxembourg			
Malta		X	
Netherlands	X	X	X
Poland			
Portugal			
Romania	X	X	X
Slovakia			X
Slovenia			
Spain		X	X
Sweden		X	X
United Kingdom	X		

Source:

— OECD/EEA database for environmental policy instruments and natural resources management <http://www2.oecd.org/eecoinst/queries/index.htm>.

— OECD (2003): *Task force for the implementation of the Environmental Action Programme for Central and Eastern Europe (EAP)*, Centre for Cooperation with Non-Members Environment Directorate CCNM/ENV/EAP(2003)22.

— <http://www.economicinstruments.com/>.

— Klarer, Francis and McNicholas (1999): *Improving Environment and Economy*, Sofia Initiative on Economic Instruments, Regional Environmental Centre.

approximates to the basic Polluter Pays Principle, and the Water Regulation and Water Use Charges have environmental objectives insofar as they aim at the rationalisation of water use. As Gago and Labandeira (1997) argue, however, the main thrusts of the two last Charges are financial, and this limits their environmental effects strictly speaking.

According to Ministerio de Medio Ambiente (1998), meanwhile, the receipts actually obtained from such charges is very low, accounting for only around 50% of tax bills, and collection is often long delayed⁴. This hinders recovery of the financial resources necessary for adequate control, administration and maintenance of hydraulic infrastructure and for the protection of public water assets. Moreover, it reveals how little consumers have internalised process costs. This is important not only in terms of revenue generation, but especially for its economic effects on demand. In fact, none of the charges encourages users to use scarce hydraulic resources rationally.

It is necessary to distinguish between economic and financial instruments in this context. Economic instruments provide incentive to change behaviour patterns, in contrast to financial instruments, which are essentially oriented towards cost recovery and therefore cannot significantly influence the actions of water consumers (Horbulyk, 2005 and Cantin *et al.*, 2005). In this regard, Horbulyk (2005) stresses the importance of differentiating between the goals behind pricing strategies. Cost recovery and efficient pricing are different objectives and may require different instruments. In fact, it is far from usual for just one policy instrument to meet the twin goals of efficient resource allocation and attainment of public revenue requirements, and the choice of instrument therefore needs to be made so as to ensure effectiveness for one purpose or the other. Young and McColl (2005) go one step further, arguing that one instrument should target no more than one goal, which should be that for which it is most effective. It seems reasonable in any event to think of financial and economic instruments as complementary and not as substitutes.

At the lowest tier of government in Spain, the Local Finance Regulation Act permits Local Corporations to establish charges and public prices for «sewage services, and likewise for the treatment and purification of wastewater, including special oversight of private sewers» and for the «distribution of water, gas, electricity ..., including line connection charges and the installation and use of meters and similar devices, when such services or utilities are provided by Local Corporations». These are the sole tax figures which municipalities may establish (they cannot fix taxes, since they have no legislative capacity); this significantly limits their leeway in pursuing environmental objectives, as the overall amount of the charge must be linked to the cost of providing the service (Art. 24.1). Alternatively, it must be directly or indirectly associated with the cost of mitigating pollution or preserving the resource affected. Crucially, however, such levies cannot be used to modify behaviour patterns by establishing additional costs via taxation.

⁴ This is one of the problems inherent in management of water charges by agencies other than the national Revenue Service, because they have less enforcement capacity. Furthermore, all of the charges are *parafiscal* items, and therefore they are not integrated with tax and environmental policies but are managed and collected by the *Confederaciones Hidrográficas* (Hydrographical Confederations), the water boards responsible for the management of river basins, and other public agencies, which have the authority to grant discharge licences. Parataxation is not an area that is naturally suited to environmental objectives, because it can encourage «corporate impulses» which are difficult to control and may result in deviations from general policy objectives (Rosembuj, 1995). Moreover, revenue collection is problematic, because effective enforcement would require the Hydrographical Confederations to forego the very significant support they receive from central government control and management structures. This has been a constant in Spain.

The provisions of applicable legislation appear to favour raising the applicable rates of levies subject to direct or objective assessment as a means of introducing financial incentives to limit water consumption or reduce the pollution contained in wastewater discharges, taking into consideration the financial capacity of the taxpayer wherever possible. The situation of municipal water charges remains highly fragmented in Spain, although it has become increasingly common to levy charges that increase in line with the quantity of water actually consumed. Nevertheless, many Spanish municipalities still levy a fixed charge per user. Such charges are not only regressive but are also marginally decreasing, so that the more the water consumed or discharged, the less is paid for each fiscal unit utilised. Contrary to popular belief, moreover, the fact that everybody pays the same is not equitable, as those who consume less water in fact subsidise those who consume more (Field, 1995). In short, the current design of water-related charges lacks any environmental objective at the municipal level, but is intended rather to finance municipal services, and we may add that the impact upon taxpayers is sometimes regressive.

In addition to local charges for the supply of water, sewage services and wastewater treatment, most of the Spanish regions have by now established a Sanitation Charge as a means to meet the objectives of the Urban Waste Water Directive. Meanwhile, responsibility for wastewater treatment, traditionally a matter for local corporations financed by user charges, was assigned to the regions since the approval of the Water Act (although many municipalities still in fact provide the service and will continue to do so until the situation of their sometimes considerable legacy investments can be regularised, the regions assume their new powers in this area, or there a regionally financed wastewater purification service of the required quality becomes available). The receipt of subsidies from central government for the construction of sewage treatment plants was linked to the settlement by the regions of the Sanitation Charge. In fact, this charge has in fact become commonest environmental levy found at regional level.

In 2011, 15 out of 17 regions are applying a Sanitation Charge with two main objectives, namely to reduce wastewater discharges and to finance the capital and operating costs of water infrastructure. The Sanitation Charge is usually managed by the regional agency responsible for the implementation of wastewater treatment policy and other activities related to water planning. The public or private water supply utilities are required to apply the Sanitation Charge and transfer the receipts obtained to the regional agencies, acting as substitutes for the taxpayer and thereby facilitating administration and management.

In all regions the Sanitation Charge is levied on wastewater discharges into the environment. However, it is both difficult and costly to measure the environmental harm caused by discharges, and the charge is therefore not applied directly but instead indirectly via the taxation of water consumption. However, some regions have established surcharges on the pollution load contained in effluents discharged by industrial users.

As shown in Table 2, nearly all of the regions establish the Sanitation Charge payable on industrial water use based on a fixed component (connection charge) and

Table 2. Characteristics of regional sanitation charges (Spain) in 2011.
Industrial uses

	<i>First approved [Last major reform]</i>	<i>Fixed Charge</i>	<i>Variable Charge</i>	<i>Pollution load</i>
Andalusia	2010 [2011]	€1/month per taxpayer	€0.25/m ³ per month	
Aragon	1997 ¹ [2002]	€16.229 per taxpayer per month	Depends on type of pollution	X
Asturias	1993 [1994]	€5-€1,280 per taxpayer per month depending on annual consumption	€0.599/ m ³	X
Balearic Islands	1991 [1992]	€2.4-€420.7 depending on meter calibre. Special tariffs exist for hotels, restaurants and bars	€0.1472/ m ³	
Cantabria	2002 [2006]	€14.88 per taxpayer per year	€0.3638/m ³ or with a tariff depending on the pollution load	X
Catalonia	1981 ² [2003]		€0.0927/m ³ + €0.3633/m ³ until September (€0.1454/ m ³ + €0.5702/m ³ from October)	X
Canary Islands ³	1990 [1994]		Depends on pollution load and volume of waste water	X
Castile- La Mancha	2002 ⁴	0.42€/m ³ x factor depending on pollution load	€0.42/m ³ x factor depending on pollution load	
Galicia	1993 [2011]	€2.5 per taxpayer per month	€0.421/m ³ or another tariff depending on pollution	X
La Rioja	1994 [2000]		€0.32/m ³ x factor depending on pollution load	X
Madrid	1984 [2003]	€0.0209 twice-monthly x factor depending on meter calibre	€0.2927-€0.5104 twice-monthly depending on both consumption and the pollution load	X
Murcia	2000 [2002]	€30 per source of supply per year	€0.30/m ³ x factor depending on pollution load	X

Table 2. (continue)

	<i>First approved [Last major reform]</i>	<i>Fixed Charge</i>	<i>Variable Charge</i>	<i>Pollution load</i>
Valencia	1992 [1993]	€84.54-€2,957.1 per year depending on meter calibre. This tariff can be modified depending on a series of factors like the pollution load	€0.414/m ³ . The tariff can be modified depending on a series of factors like pollution load	X
Navarre	1988		€0.619/€m ³ x a factor depending on the pollution load	X
Basque Country	2008		€0.06/m ³	

Source: Own work.

¹ Subsequently abolished, but approved again in 2001.

² The Sanitation Charge was actually approved in 1999 as an amalgamation of other levies.

³ Receipts have been transferred to the Island Councils since 1994.

⁴ The Sanitation Charge did not actually come into force until 2006.

a variable component (consumption charge). The variable charge is calculated simply by multiplying the tax base by the established price. However, the tax base for industrial use is itself commonly determined or changed by the pollution load contained in industrial discharges into the river system. This is the case of the Sanitation Charges applied in Aragon, Asturias, Cantabria, Catalonia, Galicia, La Rioja, Madrid and Valencia, among others.

What can be said about the environmental utility of the Sanitation Charge from an analysis of its constituent parts? On the one hand, it will perform a regulatory function as soon as any party responsible for discharges is obliged to pay and, therefore, it may help reduce pollution. On the other, though discharges are indirectly levied through consumption, the calculation of the quota includes the pollution load in the majority of cases, allowing adjustment of the tax base to the harm caused or, where appropriate, to the costs of treatment and purification of discharges. Consequently, effective incentives to reduce emissions of pollutants do exist. Nevertheless, water consumption elasticity is generally low, which means that charges must be set high if they are significantly to reduce water consumption and discharges. Moreover, the Sanitation Charge is used to finance the whole of the water cycle in general, and its objectives therefore go far beyond implementing the «polluter pays principle», including all water management activities, such as the construction of collectors and the application of a range of wastewater recycling techniques, revealing the markedly financial nature of the tax.

To conclude, we would emphasise that Spanish legislation governing water taxation allows for the simultaneous existence of a considerable range of different

charges. However, the Sanitation Charge is the only one which could be called an environmental tax. Ministerio de Medio Ambiente (1998) underlines the general shortage suffered by the Spanish water supply system and draws attention to the serious problem of established revenue-generation capacity, is insufficient to meet both operating costs and the capital expenditure required. This is especially important, because the water cycle requires the creation of new or improved services in Spain, and above all in certain arid regions, in order to expand both the supply of drinking water and wastewater treatment facilities.

This could be achieved through network modernisation or the implementation of instruments that allow for the individualised measurement of consumption. Such actions require the allocation of significant resources, which in the current context of fiscal crisis can only be raised via a rationalisation of existing resources or the creation of new environmental charges. The resulting prices must incorporate all external environmental costs (from the source, through production, distribution and use, to final elimination) and encourage environmentally respectful behaviour.

This is the question examined in the next section. Can rational water use be encouraged through consumers' reactions to tax charges and price in the current decentralised context of Spain by establishing environmental charges on industrial discharges (i.e. the Sanitation Charge) and local water supply prices (i.e. Price on water supply) at the lower tiers of government.

3. An econometric model for environmental taxation of industrial water uses

This section proposes an explanatory model of industrial water demand, based on the environmental taxation of wastewater discharges. It starts by justifying the empirical approach to the topic and summarising existing empirical literature on industrial water consumption. Next, it presents the data sources used in the study, the hypotheses tested and the variables employed. The section concludes with a description of the specification and the principal results obtained from calculation of the model.

To justify our approach to the subject of environmental taxation of water, let us note that until now only Arbués *et al.* (2010) have estimated industrial water consumption in Spain, although research into domestic and agricultural demand is more abundant. Studies of industrial water consumption are also relatively scarce in the international literature, and they tend to concentrate on estimating the price elasticity of demand, yet they hardly take water charges into account. We have in fact found only two empirical contributions which examine the potential consequences of environmental taxation in the industrial sector (Reynaud, 2003; and Feres and Reynaud, 2005). On the other hand, the existing ecological charges, at least in Spain, are of a markedly financial nature, and it is therefore essential to test empirically whether such charges discourage environmentally harmful behaviour. We consider this to be

a crucial issue for the design of corrective charges, and the EEA Report underlines it as one of the greatest weaknesses in Spanish water pricing policy.

3.1. A review of the literature on industrial water consumption

Very few analyses of water demand pay attention to the industrial and service sectors, even though residential and agricultural demand have been closely studied (see the excellent surveys of residential water use published by Arbués *et al.*, 2003 and Worthington and Hoffman, 2008; and the surveys for agricultural water use by Varela-Ortega *et al.*, 1998, and Johansson *et al.*, 1998). Even so industrial water consumption continues to increase and is responsible for the lion's share of pollution.

The empirical studies described in the literature were carried out in diverse geographical locations in North America, Europe, Asia, and Africa. Practically all of them share the common objective of determining water price elasticities and output elasticity, and many break their findings down by subsectors. The services sector has thus normally been studied as a subsector of industry, and only a very few studies analyse it in isolation (see Schneider and Whitlatch, 1991, or Williams and Suh, 1986). These studies normally concentrate on manufacturing companies (i.e. on the chemicals, textiles, forestry, steel and metals, minerals and food sectors) and ignore other industries which also require water for their processes (power stations, mining, etc.). Most of these papers also contain two parallel studies, one of them focusing on the sample as a whole and the other segmented by branches of activity. However, the methods employed differ both functionally and with regard to the explanatory variables selected and their measurement, and to the econometric techniques employed.

Table 3 summarises key aspects of the principal empirical studies focusing on environmental taxation of industrial water use. Some estimate the *quantitative demand for water* based on its *price*⁵; the *prices of other water-related inputs* used, such as physical capital, energy, raw material or the labour factor; *variables* which do not depend on either inputs or outputs, such as *technological change*, *plant age*, *business sector*, *state of the technology*; the *time dimension* of the sample analysed, in the case of panel data; and the *output level* obtained. These studies usually consider two types of output factor. In the first place, output *sensu stricto* is expected to have a positive impact on water demand, because if water is used to manufacture a product, the level of production a firm achieves will probably affect the quantity of water it consumes. Secondly, the generation of sub-products (such as the pollution generated) will, *a priori*, have an ambiguous effect on water demand. This is in fact the only way

⁵ The question of whether it is preferable to use average or marginal prices has aroused intense controversy. On this point, see Renzetti (1992, 2005a), Espey *et al.* (1997), Dalhuisen *et al.* (2003), Arbués *et al.* (2003, 2010), De Gispert (2004), Taylor *et al.* (2004), Gaudin (2006), Olmstead, Hanemann and Stavins (2007). Both options have their drawbacks, and various scholars (e.g. Shin, 1985, Nieswiadomy 1992) have sought a solution to this dilemma (which also occurs in studies of domestic consumption of water, electricity and gas, the prices of which are also structured in blocks). However, it appears that the appropriateness of one or other variable depends upon the sample type, the tax structure, information costs, etc.

Table 3. Comparative experience in the estimation of industrial demand for water

	<i>Function and econometric technique</i>	<i>Water input utilised and measurement</i>	<i>Specification</i>	<i>Other explanatory variables</i>	<i>Geographical area (year) and sample</i>
Rees (1969)	Demand	Price of purchased water	Average values	Plant age.	Southeast England
De Rooy (1974)	Demand OLS	Price of purchased water	Average values	Labour factor (price according to index) and type of technology (index or code).	New Jersey, with information for 30 companies
Grebemstein and Field (1979)	Costs (translog model) GLS	Price of water	Average values	Capital factor and labour factor.	USA (1973), with aggregate data
Babin, Willis and Allen (1982)	Costs (translog model) GLS	Price of water	Average values	Physical capital (price according to interest rates of loans for investment); labour factor (salaries); and output (quantity in monetary units).	USA (1973), for 245 firms with aggregate data
Ziegler and Bell (1984)	Demand (double logarithmic model) OLS	Price of purchased water	Average and marginal values	Plant age; business sector (dummy); and type of technology (dummy).	USA (1984) for 23 businesses, with aggregate data
Williams and Suh (1986)	Demand (linear logarithmic model) OLS	Price of purchased water	Average and marginal values	Value added in the industry and number of users of water in the industry.	USA (1976) for 82-120 municipalities, with aggregate data
Renzetti (1988)	Costs (translog model) GLS	Price of self-supplied, purchased, pre-treated, recirculated and purified water	Marginal values calculated using instrumental variables	Other inputs (prices) and output (average quantity according to labour factor).	Canada (1981) for 372 companies, with aggregate data
Renzetti (1992)	Costs (translog model) GLS	Price of purchased, pre-treated, recirculated and purified water	Marginal values calculated using instrumental variables	Output (quantity in monetary units).	Canada (1985) for 2,000 firms, with aggregate data
Renzetti and Dupont (1998)	Costs (translog model) Multistage Least Squares	Price of purchased, pre-treated, recirculated and purified water	Marginal values calculated using instrumental variables	Type of industrial sector (dummy) and type of technology (dummy).	Canada (1991) for 88 companies

Wang and Lall (1999)	Production (translog model) OLS	Quantity of purchased water		Physical capital (quantity in monetary units.); energy (quantity in monetary units); labour factor (number of workers); raw materials; and characteristics of companies (size, sector, location, etc.).	China (1993) for 2,000 establishments
Onjala (2001)	Costs (translog model) Multistage	Price of purchased, pre-treated, recirculated and purified water	Marginal values calculated using instrumental variables	Other inputs (prices).	Kenya (1990-2000) for 51 plants
Renzetti and Dupont (2001)	Costs ((translog model) GLS	Quantity of purchased water. Price of purchased and recirculated water	Marginal values calculated using instrumental variables	Technological change (numerical index of trend); physical capital (interest rate); energy (price according to other indicators); labour factor (price according to other indicators); material (average price of raw materials; and output (quantity measured by income/price index).	Canada (1981, 1986 and 1991) for 58 activities, with aggregate data
Renzetti and Dupont (2002)	Costs (translog model) GLS	Quantity of self-supplied and purchased water. Price of pre-treated and recirculated water	Marginal values	Physical capital (interest rate); energy (weighted index of price of gas, electricity, fuel, etc.); labour factor (average weekly salary); materials (price according to purchase prices index of non-durable assets); and output (quantity measured by income-revenue/output prices index); and industrial sector (dummy).	Canada (1981, 1986 and 1991) for 58 companies
Feres and Reynaud (2005)	Costs (translog model)	Price of water	Average values	Physical capital (price according to real interest rate plus depreciation); pollution (evaluation of effluent according to environmental demand parameters); energy (price according to the sector in question); labour factor (average labour cost); materials (price according to sector); output (monetary value); and technology type (index or code).	Sao Paulo, Brazil (1999) for 404 enterprises, with aggregate data
Reynaud (2003)	Costs (translog model) GLS	Price of self-supplied, purchased and pre-treated water	Average values	Contamination (valuation of effluent according to charges paid per discharge/price index); labour factor (number of workers); and output (quantity according to annual monetary value).	France (1994-96) for 51 plants. with aggregate data
Kumar (2006)	Distance (translog model)	Price of purchased water	Average values	Physical capital (quantity in monetary units); time dimension (dummy); labour factor (salaries); materials (quantity in monetary units); output (quantity in monetary units); and industrial sector type (dummy).	India (1996-97) for 92 companies
Arbués et al (2010)	Demand (Koyck flow adjustment demand model)	Price of purchased water	Perceived price	Level of output, size of firm, number of workers, type of use (dummy = 1 if industrial; =0 if services), lagged water consumption.	Zaragoza, Spain (1996-2000) for 298 service and industrial users connected to the urban water network

Source: Authors' compilation.

in which the literature (Reynaud, 2003; and Feres and Reynaud, 2005) has included environmental pollution in water demand estimations⁶.

Some studies calculate *firm's production levels* (in physical or monetary units) on the basis of *input quantities*, while others estimate firms' *minimum production costs* by analysing *input quantities*, the *output level* and the *type of activity* and *technology*. Finally, a considerable number of papers estimate the *production costs* incurred by firms to obtain their output on the basis of the *input prices* used and even the *quantity of water* consumed.

With the exception of the demand function, which can be analytically specified in a linear, logarithmic or double-logarithmic functional form, the remaining functional forms are specified via a translog model. The results obtained in the literature for the water price show that industrial water demand is price inelastic. The reasons for these common findings are that water has very few or no substitutes, it is cheap and it represents only a small share of total costs. However, industrial water price elasticity is greater than in the domestic or agricultural sectors (Renzetti, 2005a; Reynaud, 2003; or Williams and Suh, 1986). This is reasonable given that industry can seek alternative sources (pre-treated, recirculated or purified water) or it can recycle water in production processes to adapt to any hike in the price. This suggests that any price policy implemented to allocate water to competing uses will be more efficient if it is applied to the industrial use of water⁷.

3.2. Hypotheses tested

The hypotheses estimated in this study were set based on the above review of the literature. Given that the aim of this study is to test whether the Sanitation Charge reduces water pollution through water consumption in industry, a number of other explanatory variables were considered in addition to the Sanitation Charge. These comprised the price of water, the output level, the fixed capital of the firm, the average salary, other raw materials, technological level and company age. Finally, this paper seeks for the first time in the literature to separate the effects of the price paid for water supplies and of the price paid for pollution in water discharges on the demand for water for industrial use. It is this distinction that will allow us to draw conclusions about the effectiveness of the Sanitation Charge in the fight against pollution.

The starting-point for this empirical analysis was the data contained in Aragon Sanitation Charge Census supplied by the *Instituto Aragonés del Agua* for 2002 and 2003. The Census provides annual information on the volume of water consumed by each firm, the fixed tax rate and the tax rate applicable for the calculation of the

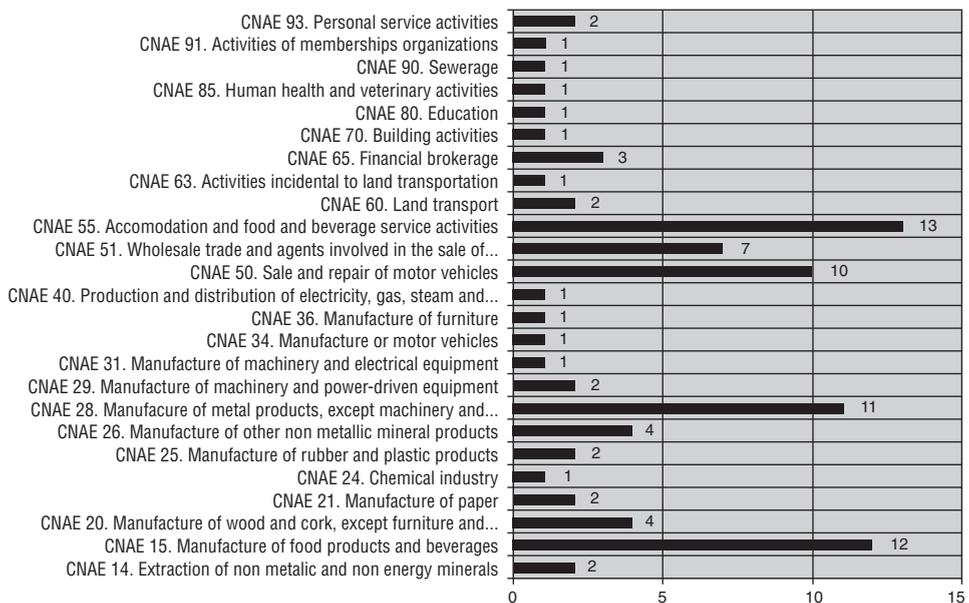
⁶ These sub-products have been measured using environmental indices or variables associated with the ecological charges paid.

⁷ According to Vermeend and Van der Vaart (1998, industrial use of underground water in the Netherlands declined after the introduction of a water abstraction tax.

Sanitation Charge⁸, and the resulting tax liability. The Aragon Sanitation Charge Census contains data for 284 firms in 2002 and 299 in 2003, comprising all those that actually paid the charge. We may note here, however, that not all of the region's municipalities were subject to the Sanitation Charge in the years examined (including, for example, the city of Zaragoza) and others were allowed 50% rebates⁹. Disappointingly, the Census does not include other economic and financial data for the firms concerned. This information was supplemented by data from SABI (Iberian Balance Sheets Analysis System), a database containing economic and financial details of some 500,000 Spanish and Portuguese firms, in order to obtain annual data and for each company on the other variables included in the model (employees, salaries, profits, output, etc.).

Companies were excluded if the information obtained from either of the two databases was incomplete, resulting in a sample of 87 firms for both 2002 and 2003. As information on the source (supplied or self-abstracted) of the water used by each firm is available, we were able to calculate the fee or price payable by those companies using supplied water (i.e. the water supply price). This meant reviewing the tax regulations which established the price for water consumption in each municipality where the sample firms were established in the years studied. To be precise, we determined the fixed tax rate, marginal tax rate and fixed and variable charges payable in respect of water supplies by each firm in 2002 and 2003. Figure 1 classifies the

Figure 1. Distribution of activities by CNAE-93 branches.
Number of firms. 2002-2003



⁸ The tax rate takes into account the wastewater pollution load.

⁹ See BOA (Official Gazette of the Autonomous Community of Aragon) of June 29, 2005.

87 sample firms by activity according to the 1993 Spanish National Classification of Economic Activities (CNAE in the Spanish acronym), which defines branches 1 to 45 as industrial activities, accounting for 44 of the sample firms, and branches 50-95 as service sector activities, accounting for 43 firms.

The sample firms are distributed across all branches of activity. The industrial branches containing largest number of firms are food and beverages (CNAE-15), with 12 companies, and metal products manufacturing except machinery and equipment (CNAE-28), with 11 companies. The other firms are distributed among the 11 remaining branches. In the service sector, the hotels and restaurants branch (CNAE-55), with 13 companies, and sale and repair of motor vehicles (CNAE-50), with 10 companies, are the most numerous. The remaining companies are distributed among the other branches.

Panel data were used to solve the problems inherent in time series-based econometric studies, because this technique allows the use of fewer periods (2002-2003) and makes it easier to assess the differences in the behaviour of the 87 sample firms. Meanwhile, data are expressed in real terms, deflated by the consumer price index to get around the difficulty posed by comparison of the same variables over time. The variables utilised, their symbols, sources and expected signs are summarised in Table 4¹⁰.

In this context, we shall try to establish the extent to which municipal water prices and sanitation charges on wastewater discharges have discouraged water consumption by Aragonese firms¹¹. In addition, we shall consider the possible influence on water consumption of certain characteristics of the sample firms (fixed capital, technology, company size, production volume and consumption of other commodities), which have also been examined in the literature.

Water consumption in the Aragonese industrial sector, is proxied by the number of cubic metres demanded by each company ($WUSE_{it}$); subindex «i» is allocated to each of the 87 companies and the subindex «t» to each financial year (2002-03).

- a) **Price of water ($WPRICE_{it}$):** The aim is to determine the extent to which the water prices paid affect industrial demand for water in Aragon, since it is easily predictable *a priori* that water will display negative price elasticity. This hypothesis is tested using the average price per cubic metre in constant euros or, alternatively, the marginal price of water paid by each firm.
- b) **Environmental taxation of water ($GREENCHARGE_{it}$):** The aim is to establish whether the environmental charge paid by firms actually creates the necessary disincentives for the use of water as a scarce good, consumption of which produces negative environmental effects. This variable is constructed in alternative forms in order to accommodate both the average tax rate and the marginal tax rate (of the Sanitation Charge) paid by each firm. It is expected to be negative.

¹⁰ The tables contained in the Appendix provide information regarding the most important descriptive statistics and the correlation matrix of the principal variables (tables 1.A and 2.A).

¹¹ For the sake of simplicity, we refer to industrial use of water to mean the use of water by industry and services taken as a whole.

Table 4. Definition, expected sign and source of the variables

<i>Symbol</i>	<i>Hypothesis</i>	<i>Expected sign</i>	<i>Source</i>
WUSE _{it}	Number of cubic metres of water demanded by each company.		Aragon Sanitation Charge Census. <i>Aragonese Water Institute</i> .
WPRICE _{it}	Price elasticity of water demand.	–	Own calculation from the regulations governing the water supply prices in each municipality.
GREENCHARGE _{it}	Fiscal disincentives created by the ecological tax on water consumption (Sanitation Charge).	–	Aragon Sanitation Charge Census. <i>Aragonese Water Institute</i> .
FIXCAPITAL _{it}	Relationship between fixed capital and water demand.	Indefinite	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).
AVEWAGE _{it}	Cross-elasticity of water demand and salaries.	Indefinite	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).
RAWMAT _{it}	Relationship between consumption of commodities and water demand.	+	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).
OUTPUT _{it}	Water demand elasticity with regard to output.	+	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).
INTANASS _{it}	Technological level.	–	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).
COMPAGE _{it}	Company age.	+	Iberian Balance Sheet Analysis System (SABI).

In the case of industrial water use, firms can differentiate clearly between the price paid for water consumed and the Sanitation Charge, allowing perfect visualisation of the environmental tax. Hence, there is no chance of firms confusing the price of water with the environmental charge, because the management and inspection procedures applied by the *Instituto Aragonés del Agua* in relation to the Sanitation Charge are independent of billings in respect of the management of the water actually consumed. This is because the firms are required to contract officially authorised firms to measure both the volume of wastewater and the pollution load as necessary factors for the calculation of the Sanitation Charge payable by each firm¹². Hence, there can be no doubt that the Sanitation Charge is perfectly visible for firms.

¹² Firms are required to file form model 883 (Statement of water uses, pollution load and employment conditions) with the *Instituto Aragonés del Agua*, so they are perfectly aware that the volume of water consumed and the pollution load are the factors determining the amount of the Sanitation Charge payable. If the firms must also pay a price for water supply, the *Instituto Aragonés del Agua* bills the price for water supply and the Sanitation Charge as separate items in the same invoice.

- c) **Use of fixed capital (FIXCAPITAL_{it}):** Firms' water consumption and their fixed capital may display a complementary relationship when increased water demand is accompanied by more intensive use of plant and equipment. However, investment in fixed capital can also reduce water consumption, resulting in substitutability of the two production factors. Individual firms' fixed capital is measured by the value of their tangible fixed assets, expressed in thousands of euros and in constant terms. The expected sign of this variable is ambiguous, although most empirical studies have in fact found a substitutability relation between water consumption and fixed capital.
- d) **Employment (AVEWAGE_{it}):** This variable relates average wages to water consumption, since almost all empirical research reviewed, with the exception of Kumar (2006), has found a substitutability relation between water consumption and employment, although complementarity may exist in some cases for reasons of scale or company size. The variable is constructed as the coefficient of staff costs divided by the firm's headcount. A positive sign is expected.
- e) **Other raw materials (RAWMAT_{it}):** Given the low substitutability of water by other factors of production, this variable tests there is any complementarity between water consumption and the use of other inputs, drawing on existing empirical studies. The consumption value of other productive factors is thus estimated in terms of expenditure on raw materials in constant euros. The relationship between water demand and operating expenditure should be positive.
- f) **Output level (OUTPUT_{it}):** Given the production function underlying all industrial activity, a positive relationship must exist between the level of output and the productive factors employed (including water consumption) as all the research reviewed has indeed found. Moreover, this variable is closely related to company size and the number of employees, as the correlation coefficient between these variables confirms. The output variable has been constructed as the value of operating revenue in constant euros. Water demand elasticity in relation to output should be positive.
- g) **Technological level (INTANASS_{it}):** This variable was included in the model given that the use of the most advanced technology available reduces water consumption. The value of intangible assets expressed in constant euros is used as a proxy for a firm's technological level. A negative coefficient is expected for this variable.
- h) **Company age (COMPAGE_{it}):** Obsolescence of a firm's plant may entail reduced efficiency in the use of water. Hence, the influence of a company's longevity upon water demand is likely to be positive, as older facilities consume more water. The variable was constructed using the difference between the years of the study and the year in which each of the sample firms was established.

3.3. Specification of the model and principle results

Having analysed the different hypotheses to be tested, let us now turn to the specification of the model. The aim is to determine the relationship between water consumption and the Sanitation Charge (among other variables). As explained above, water consumption by Aragonese firms should be explained by the Sanitation Charge, the price paid for water, and a set of variables which capture firms' individual characteristics in relation to water consumption. Considering the set of possible functional forms (demand, production, costs and distance), a double logarithmic demand function is used¹³, given that the main aim of the study is to estimate the impact of the Sanitation Charge. To this end, the logarithmic model estimated for industrial water consumption, using panel data, is as follows:

$$WUSE_{it} = D(WPRICE_{it}, GREENCHARGE_{it}, FIXCAPITAL_{it}, AVEWAGE_{it}, RAWMAT_{it}, OUTPUT_{it}, INTANASS_{it}, COMPAGE_{it}) \quad [1]$$

The logarithmic estimation of the model of industrial water consumption in Aragon using Ordinary Least Squares shows problems of autocorrelation, heteroscedasticity and endogeneity¹⁴. For this reason, feasible generalised least squares were used. The results are shown in the first two columns of Table 5.

As may easily be observed, water price (WPRICE) can contribute to the efficient management of the resource, because the higher the average price paid by companies, the less water they demand. The same process occurs if the marginal price is employed as a proxy for the water price. Nevertheless, demand price elasticity is clearly lower than 1 (inelastic demand), and the percentage variation in demand is therefore lower than the percentage variation in the price. The magnitude of price elasticity is similar to the estimations obtained by the majority of international studies of water demand ($-[1.1/0.1]$) (see Dalhuisen *et al.* (2003), Arbués *et al.* (2003), Arbués, *et al.* (2004 and 2010) or Worthington and Hoffman (2006)).

This inelastic behaviour is associated with the scarcity or absence of convenient substitutes in many fields of water use. It may also be due to low water prices (spending on water consumption is very small as a proportion of total business costs), or it may be that a significant number of the firms in the sample are self-supplied, either from wells or direct abstraction from nearby sources, paying only an initial sum of around €85 the administrative concession but nothing at all for the volume of water

¹³ The double-log functional form yields direct estimates of elasticities (Williams, 1985) and (Dandy *et al.*, 1997). It also leads to a constant-elasticity form of demand. This implies that the proportional sensitivity of use to price changes is the same for low and for high prices. Nevertheless, the use of this functional form has been criticised because of its lack of consistency with utility theory (Al-Quanibet and Johnston, 1985). See Arbués *et al.* (2003)

¹⁴ The Hausman test was used to analyse the exogeneity of the explanatory variables, and empirical signs were obtained of the possible endogeneity of the WPRICE and GREENCHARGE variables, which is a logical result as Williams and Suh (1986) and Renzetti (1988, 1992) argue.

consumed. This is perhaps why we did not find that industrial demand for water is more price-sensitive than available estimates of agricultural and residential demand, contrary to the results published by Williams and Suh (1986) and Renzetti (2003).

Table 5. Logarithmic estimation of the model, using Feasible Generalised Least Squares for industrial water consumption in Aragón

	<i>Marginal values</i>	<i>Average values</i>	<i>Marginal values with industrial activities and time dummies</i>	<i>Average values with industrial activities and time dummies</i>
	<i>Coefficient (t-Statistic)</i>	<i>Coefficient (t-Statistic)</i>	<i>Coefficient (t-Statistic)</i>	<i>Coefficient (t-Statistic)</i>
WPRICE	-0.009* (-1.80)	-0.012** (-2.44)	0.008 (1.61)	0.006 (1.37)
GREENCHARGE	-0.555** (-7.42)	-0.667** (-7.08)	-0.602** (-5.15)	-0.355** (-3.79)
FIXCAPITAL	0.443** (10.41)	0.456** (10.62)	0.003 (0.06)	0.019 (0.39)
AVEWAGE	-0.383** (-3.27)	-0.370** (-3.09)	0.165 (0.66)	0.573** (2.29)
RAWMAT	0.007 (0.28)	0.004 (0.17)	-0.133** (-5.56)	-0.127** (-5.38)
OUTPUT	0.299** (4.86)	0.301** (4.84)	0.856** (9.81)	0.809** (9.58)
INTANASS	-0.036** (-5.88)	-0.035** (-5.68)	-0.014** (-2.14)	-0.013** (-2.03)
COMPAGE	0.503** (3.99)	0.470** (3.73)	0.956 (0.69)	0.104 (0.72)
D-ACTIVITIES1			0.426 (0.68)	0.231 (0.37)
D-ACTIVITIES2			-1.359** (-2.41)	-1.914** (-3.23)
D-ACTIVITIES3			-1.811** (-3.41)	-2.117** (-3.69)
D-ACTIVITIES4			3.364** (4.71)	2.953** (4.01)
D-ACTIVITIES5			-7.072** (-6.79)	-7.691** (-7.14)
D-ACTIVITIES6			-0.184 (-0.29)	-0.881 (-1.35)
D-ACTIVITIES7			1.749** (3.60)	1.344** (2.65)
D-ACTIVITIES8			-3.332** (-5.88)	-3.891** (-6.57)

Table 5. (continue)

	Marginal values	Average values	Marginal values with industrial activities and time dummies	Average values with industrial activities and time dummies
	Coefficient (t-Statistic)	Coefficient (t-Statistic)	Coefficient (t-Statistic)	Coefficient (t-Statistic)
D-ACTIVITIES9			-0.878 (-1.53)	-1.438** (-2.36)
D-ACTIVITIES10			0.824 (1.29)	-0.589 (-0.87)
D-T2003			-0.258** (-2.98)	-0.254** (-2.96)
Observations	174	174	174	174
R ²	0.838	0.838	0.874	0.874
Adjusted R ²	0.831	0.830	0.859	0.858
F-statistic	107.63**	107.44**	56.48**	56.29**

* Significantly different from 0 at a confidence level of 90-95% in the bilateral test.

** Significantly different from 0 at a confidence level of 95-99% in the bilateral test.

Meanwhile, the Sanitation Charge (GREENCHARGE) displays a negative and significant sign for both average and marginal tax rates, and it therefore does contribute to the rationalisation of water use. In addition, the results obtained are in the higher range of estimations available for the price elasticity of agricultural and residential consumption (Williams and Suh, 1986 and Renzetti, 2003). As Renzetti (2005b) argues, then, the reduction in water consumption is due to the environmental charge and not to the increase in firms' water costs. This may be because the calculation of the Sanitation Charge takes the wastewater pollution load into account. However, it is also possible that this result is influenced by cost-free access to water in those cases in where firms supply themselves by self-abstraction, and by the price subsidies enjoyed by the rest.

The results obtained for the relationship between water consumption and the use of other productive factors were in line with expectations. Thus, a complementary relationship can be established between water use and firms' physical capital (FIX-CAPITAL) and employment (indirectly through AVEWAGE), while the complementarity between water use and operating costs (RAWMAT) was not found to be significant. The complementarity between fixed capital and water consumption indicates that greater investment in capital goods is accompanied increased demand for water in the firms concerned. In the case of employment, it is size or scale which motivates complementarity.

The relationship found between industrial water use and the level of output (OUTPUT) means that water can be defined as a normal good, that is to say as a reflection

of the underlying production function, which relates the quantity of a specific product manufactured to the quantities of the productive factors required. Once again, the elasticity presents similar values to those obtained in the various international studies available (0.34/1.94).

Likewise, there is apparent empirical evidence to suggest that those firms which invest most in research and development (INTANASS) also use the best water-saving technologies, thereby helping to reduce water consumption. Furthermore, the positive coefficient obtained for the variable which captures company age (COMPAGE) indicates that the deterioration or obsolescence of physical capital decreases technical performance and impairs efficient water use.

The model was also calculated including dummies for similar business activities and time dummies in order to capture the possible influence of characteristics from each one of the sectors and the economic cycle¹⁵. Some results change when these additional factors are included in the model (shown in the last two columns of Table 5), allowing us to check the robustness of the variables used in the model. To begin with, the price of water (WPRICE) is no longer significant. While this result could be taken to reinforce our previous reflection about the inelasticity of water consumption, it may also reflect weakness in the design of the water supply tariff¹⁶, which has traditionally been viewed as a «political» (i.e. subsidised) price. Hence, the water price should be reconsidered given the obligations imposed by EU Urban Waste Water Directive, in order to eliminate the «political» pricing of water services, address environmental issues and finance a more complete and expensive service. Meanwhile, the relationship between water consumption and the operating costs (RAWMAT) is negative and significant, which suggests, contrary to what was expected in theory, that there is some substitutability between water and other inputs. Physical capital (FIXCAPITAL) and company age (COMPAGE) cease to be significant in this expanded model, and the employment (AVEWAGE) variable also loses some significance and switches from positive to negative. The influence of these variables on water consumption in industry is therefore sensitive to the specification of the model, while the results remain robust for GREENCHARGE, OUTPUT and INTANASS. Finally, the time dummy is negative, revealing a downward trend in industrial water consumption, although a longer time series would be needed to establish the medium-term time effect. Dummies capturing the branches of activity are generally significant and show that paper manufacturing and accommodation activities consume the most water, while the production and distribution of energy, wholesale trade and transport consume the least.

¹⁵ Table 3.A. of the Appendix shows the activities included in each sector dummy. Although our time series comprises only two years, we have also included a time dummy for 2003, in order to check if there was any change in the economic cycle during the period considered which might have influenced the model.

¹⁶ See Barberán *et al* (2006 and 2008).

4. Final considerations

The growing concern in advanced societies over environmental problems, and specifically over the use of scarce resources like water justifies intervention by the regulator to improve management. Various intervention mechanisms exist to protect the environment (regulations, property rights, environmental taxes, etc.), but taxation offers many advantages compared to other tools. This paper has analysed the effectiveness of the Sanitation Charge levied on industries in the Aragon region of Spain in correcting the environmental problems caused by discharges of wastewater (leaving aside financial aims). This issue demands attention in view of the gravity of the potential environmental impacts from industrial water use in respect of other urban and agricultural uses. It was also one of the main motivations for the research behind this paper, together with the absence of empirical studies on the subject, owing to the difficulty of obtaining the necessary information, and the need to identify the design issues that must be addressed to set an effective corrective tax.

One of the basic design problems affecting the Sanitation Charge is the connection between tax base and environmental damage. The conventional way to address such a link is by indirectly taxing the production of wastewater discharges into the environment (i.e. through the consumption of water from any source), assuming that water consumption is associated with the generation of wastewater. From the corrective effectiveness, we consider that the pollution load of industrial wastewater has a crucial role to play as a modulating factor in the calculation of the tax payable, together with the intensity or magnitude of the charge itself. In some Spanish regions, including Aragon, the pollution load of wastewater for industrial uses is taxed together with the volume of water consumed, so that the composition or quality of the water discharged is taken into account in the calculation of the Sanitation Charge payable by each firm. We believe this is a key aspect of environmental tax design, so that the case of Aragon is representative of an effective corrective tax.

In order to achieve the aim proposed for this study, the price paid for water pollution was for the first time separated from the price paid for water supplies in the estimation of water demand. This split differentiates our paper from published studies of water demand, and we believe it is essential given the differing purpose and nature of the two prices.

The results obtained for the Autonomous Community of Aragon show that the reduction achieved in industrial water consumption is due rather to the Sanitation Charge than to any increase in water supply prices. This suggests that the Aragonese Sanitation Charge is well designed, because it changes polluters' behaviour. This outcome is associated both with the intensity of the Sanitation Charge and a tax design which modulates the tax charge based on the environmental damage caused by the taxpayer. Whether the stimulus achieved through the Sanitation Charge is sufficient from an environmental standpoint is another question.

Nevertheless, the result is constant regardless of the model specification (i.e. whether marginal or average prices are used), and whether or not dummies are included to capture the possible influence of sector characteristics and the business cycle on industrial water demand. Meanwhile, the coefficient for the price of the water supply (WPRICE) ceases to be significant when dummies are included, reinforcing the hypothesis that water consumption is price inelastic, although it may also reflect weaknesses in the design of the water supply tariff.

Our empirical study also sought to capture the possibility that increasing demand for water in industry may be due to output growth (scale effect) and to changes in the productivity of water consumption (technological effect). To this end, we have included variables reflecting both the volume of production (OUTPUT) and the level of technology used in the activity (INTANASS) alongside our key variable (the Sanitation Charge) and price variable (price for water supply). All of these additional variables explain water demand and are robust to the inclusion of sector dummies (D-ACTIVITIESX) intended to capture the influence of changes in the industrial fabric of the region on water demand (composition effect). In any event, the effect of the output variable will clearly depend on the internal use of water in a given firm (reused and recycled water etc.) However, it seems logical to suppose that a longer time series would be required for industries to take up new water-saving technologies, and for water consumption and pollution to be reduced by their use.

This study could be extended by comparing the environmental effects of the Sanitation Charges applied in other regions of Spain, and this paper may therefore be considered a base for future research. Considering the differences observed in the Sanitation Charges applied by the Autonomous Communities, it might be appropriate for central government to establish mandatory tax design criteria in order to ensure a minimum level of environmental quality throughout Spain.

References

- Alm, J., and Banzhaf, S. (2011): «Designing Economic Instruments for the Environment in a Decentralised Fiscal System», *Tulane Economics Working Paper* 1104, Tulane University.
- Al-Quanibet, M. H., and Johnston, R. S. (1985): «Municipal demand for water in Kuwait: methodological issues and empirical results», *Water Resources Research*, 24: 433-438.
- Arbués, F.; Barberán, R., and Villanúa, I. (2004): «Price Impact on Residential Water Demand: A Dynamic Panel Data Approach», *Water Resources Research*, 40(11): W11402, 10.1029/2004WR003092.
- Arbués, F.; García-Valiñas, M. A., and Martínez-Espiñeira, R. (2003): «Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review», *Journal of Socio-Economics*, 32: 81-102.
- Arbués, F.; García-Valiñas, M. A., and Villanúa, I. (2010): «Urban Water Demand for Service and Industrial Use: The Case of Zaragoza», *Water Resources Management*, 24: 4033-4048.
- Babin, F. G.; Willis, C. E., and Allen, P. G. (1982): «Estimation of Substitution Possibilities Between Water and Other Production Inputs», *American Journal of Agricultural Economics*, 64(1): 148-151.
- Barberán, R.; Costa, A., and Alegre, A. (2008): «Los costes de los servicios urbanos del agua.

- Una análisis necesario para el establecimiento y control de tarifas», *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública* 186: 123-155.
- Barberán, R., and Domínguez, F. (2006): «Análisis y propuesta de reforma de la tasa que grava el consumo doméstico de agua», in Barberán, R. (coord.), *Consumo y gravamen del agua para usos residenciales en la ciudad de Zaragoza. Evaluación y propuesta de reforma*, Zaragoza: Ayuntamiento de Zaragoza
- Cantin, B.; Shrubsole, D., and Ait-Ouyahia, M. (2005): «Using Economic Instruments for Water Demand Management: Introduction», *Canadian Water Resources Journal* 30 (1): 1-10.
- Coch, M. (2001): «Planificación, diseño y efectividad de los impuestos ambientales», *IV Jornadas Fòrum Ambiental*, Barcelona, España. Available at <http://www.forumambiental.org/pdf/instrum.pdf>.
- Dalhuisen, J. M.; Florax, R.; de Groot, H. L. F., and Nijkamp, P. (2003): «Price and Income Elasticities of Residential Water Demand: A Meta-Analysis», *Land Economics*, vol. 79(2): 292-308.
- Dalmazzone, S. (2006): «Decentralisation and the environment», in Ehtisham, A., and Brosio, G. (eds.), *Handbook of Fiscal Federalism*. Cheltenham, UK and Northampton, MA: Edward Elgar, 459-477.
- Dandy, G.; Nguyen, T., and Davies, C. (1997): «Estimating residential water demand in the presence of free allowances», *Land Economics*, 73 1: 125-139.
- De Gispert, C. (2004): «The economic analysis of industrial water demand: a review», *Environment and Planning C: Government and Policy*, 22: 15-30.
- De Rooy, Y. (1974): «Price responsiveness of the industrial demand for water», *Water Resources Research*, 10: 403-406.
- Demir, F. (2011): «Economic instruments of environmental management», *Proceedings of the International Academy of Ecology and Environmental Sciences*, 1(2):97-111.
- Espey, M.; Espey, J., and Shaw, W. D. (1997): «Price elasticity of residential demand for water: a meta-analysis», *Water Resources Research*, 33, 1369-74.
- European Environment Agency (2005): Effectiveness of urban wastewater treatment policies in selected countries: an EEA pilot study, EEA Report No. 2/2005, Luxembourg.
- Feres, J., and Reynaud, A. (2005): «Assessing the impact of environmental regulation on industrial water use: Evidence from Brazil», *Land Economics* 81 (3): 396-411.
- Field, B. (1995): *Economía ambiental*, McGraw-Hill, Madrid.
- Gago, A., and Labandeira, X. (1997): «La imposición ambiental: Fundamentos, tipología comparada y experiencias en la OCDE y Spain», *Hacienda Pública*, 141-142: 193-219.
- García-Valiñas, M.^a A. (2007): «What level of decentralisation is better in an environmental context?», *Environmental and Resource Economics* 38 (2): 213-29.
- Gaudin, S. (2006): «Effect of price information on residential water demand», *Applied Economics*, 38 (4): 383-393.
- Grebenstein, C., and Field, B. (1979): «Substituting for water inputs in US Manufacturing», *Water Resource Research* 15(2), 228-232.
- Horbulyk, T. (2005): «Markets, policy and the allocation of water resources among sectors: Constraints and opportunities», *Canadian Water Resources Journal*, 30(1): 55-64.
- Johansson, R. C.; Tsur, Y.; Roe, T. L.; Doukkali, R., and Dinar, A. (2002): «Pricing irrigating water: A review of theory and practice», *Water Policy* 4: 173-199.
- Kraemer, R. A.; Guzmán, Z.; Seroa, R., and Russell, C. (2003): *Economic instruments for water management: Experiences from Europe and Implications for Latin America and the Caribbean*, Secretariat of the Regional Policy Dialogue, Inter-American Development Bank. Washington, D.C.
- Kumar, S. (2006): «Analysing industrial water demand in India: An input distance function approach», *Water Policy* 8 (1): 15-29.

- Mattheiß, V.; Le Mat, O., and Strosser, P. (2009): *Which role for economic instruments in the management of water resources in Europe?: In search for innovative ideas for application in the Netherlands*, ACTeon, Colmar, France.
- Ministerio de Medio Ambiente (1998): *Libro blanco del agua en España (Documento de síntesis)*, Ministerio de Medio Ambiente, Madrid.
- Nieswiadomy, M. (1992). «Estimating Urban Residential Water Demand: Effects of Price Structure, Conservation, and Education», *Water Resources Research*, 28 (3): 609-15.
- OECD (2001): *Sustainable development: Critical Issues*. OECD: Paris.
- (2007): *Instrument mixes for environmental policy*, Available at http://www.oecd-ilibrary.org/environment/instrument-mixes-for-environmental-policy_9789264018419-en.
- (2011): *Economic instruments for water management*, Working party on biodiversity, Water and ecosystems. 27-28 October 2011, OECD Conference Centre, Paris. ENV/EPOC/WPBWE(2011)13.
- Olmstead, S.; Hanemann, M., and Stavins, R. (2007): «Water demand under alternative price structures», *Journal of Environmental Economics and Management*, 54 (2): 181-198.
- ONEMA (2009): *Economic instruments to support water policy in Europe - Paving the way for research and future development*, Paris, December 9-10, 2009. Available at <http://www.onema.fr/IMG/EV/EV/plus/Workingpaper-EN-versionfinale.pdf>.
- Onjala, J. (2001): *Industrial Water Demand in Kenya*, Mimeo, Roskilde University, Denmark.
- Rees, J. (1969): *Industrial Demand for Water: A Study of South-East England*, London: Weidenfeld and Nicolson.
- Renzetti, S. (1988): «An econometric study of industrial water demands in British Columbia, Canada», *Water Resources Research*, 24: 1569-1573.
- (1992): «Estimating the Structure of Industrial Water Demands: the Case of Canadian Manufacturing», *Land Economics*, 68(4): 396-404.
- (2003): «Incorporating Demand-Side Information into Water Utility Operations and Planning», in Chenoweth, J., and Bird, J. (eds.), *The Business of Water Supply and Sustainable Development*, Greenleaf Publishing, forthcoming (also released as Brock University Department of Economics Working Paper 2003-01).
- (2005a): «Economic instruments and Canadian industrial water», *Canadian Water Resources Journal*, 30 (1): 21-30.
- (2005b): «Incorporating demand-side information into water utility operations and planning», in Chenoweth, J., and Bird, J. (eds.), *The business of water supply and sustainable development*, Greenleaf Publishing.
- Renzetti, S., and Dupont, D. (1998): «Water use in the Canadian food processing industry», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 46: 83-92.
- (2001): «The role of water in manufacturing», *Environmental and Resource Economics*, 18, 411-432.
- (2002): *The Value of Water in Manufacturing*, Mimeo, Brock University, Canada.
- Reynaud, A. (2003): «An Econometric Estimation of Industrial Water Demand in France», *Environmental and Resource Economics*, 25(2): 213-232.
- Rosembuj, T. (1995): *Los tributos y la protección del medioambiente*, Marcial Pons, Madrid.
- Schneider, M. L., and Whitlatch, E. E. (1991): «User-specific water demand elasticities», *Journal of Water Resources Planning and Management*, 117(1): 52-73.
- Shin, J. S. (1985): «Perception of price when price information is costly: evidence from residential electricity demand», *The Review of Economics and Statistics* 67: 591-598.
- Sorrell, S., and Sijm, J. (2003): «Carbon trading in the policy mix», *Oxford Review of Economic Policy* 19(3): 420-437.
- Stavins, R. N. (2001): «Experience with market-based environmental policy instruments. Resources for the future», discussion paper 01-58. Available at <http://www.rff.org/documents/RFF-DP-01-58.pdf>.

- Taylor, R.; McKean, J. R., and Young, R. A. (2004): «Alternate price specifications for estimating residential water demand with fixed fees», *Land Economics*, 80, 463-75.
- Varela-Ortega, C.; Sumpsi, J. M.; Garrido, A.; Blanco, M., and Iglesias, E. (1998): «Water Pricing Policies, Public Decision Making and Farmers' Response: Implications for Water Policy», *Agricultural Economics*, 19: 193-202.
- Vermeend, W., and Van der Vaart, J. (1998): *Greening taxes: the Dutch model. Ten Years of Experience and the Remaining Challenge*, Kluwer Publishers, Deventer, Netherlands.
- Young, M., and McColl, J. (2005): «Defining Tradable Water Entitlements and Allocations: A Robust System», *Canadian Water Resources Journal*, 30(1): 65-72.
- Wang, H., and Lall, S. (1999): «Valuing Water for Chinese Industries: A Marginal Productivity Assessment», *World Bank Working Paper Series*, 2236.
- Williams, M. (1985): «Estimating urban residential water demand for water under alternative price measures», *Journal of Urban Economics*, 18 (2): 213-225.
- Williams, M., and Suh, B. (1986): «The demand for urban water by customer class», *Applied Economics*, 18(2): 1275-1289.
- Worthington, A., and Hoffmann, M. (2008): «An Empirical Survey of Residential Water Demand Modelling», *Journal of Economic Surveys*, 22 (5): 842-871.
- Ziegler, J., and Bell, S. (1984): «Estimating demand for intake water by self-supplied companies», *Water Resource Research*, 20: 4-8.

APPENDIX

Table 1.A. Descriptive statistics for the principal variables

	Mean	Std. deviation	Minimum	Maximum	Sum	Variance	Skewness	Kurtosis
WUSE	61,725.58	331,588.31	0.00	2,678,319.00	1,09872D+07	1.09951D+11	6.57247	43.19291
WPRICE (average)	0.34	0.65	0.00	4.76	60.50455	0.42890	3.80164	19.74961
WPRICE (marginal)	0.22	0.35	0.00	1.60	38.45079	0.12292	2.06026	4.60823
GREENCHARGE (average)	0.37	0.35	0.00	1.88	65.99939	0.12584	2.14245	4.87834
GREENCHARGE (marginal)	0.20	0.16	0.00	1.26	36.43248	0.026833	4.41980	25.62184
FIXCAPITAL	2,366.66	6,678.17	2.44	51,540.74	421,266.07393	4,45980D+07	5.74984	35.13859
AVEWAGE	23.81	9.45	7.59	79.05	4,238.34589	89,24278	1.90179	7.18877
RAWMAT	3,828.89	11,630.23	0.00	84,008.73	681,543,19801	1.35262D+08	5.68661	34.04182
OUTPUT	8,672.07	31,784.59	14.95	237,808.25	1,543,629,22929	1.01026D+09	6.28221	39.70969
INTANASS	0.04	0.12	4,66583D-16	0.93	7.44826	0.014218	5.28112	32.59091
COMPAGE	18.81	13.92	3.00	72.00	3,349,00000	193,82419	1.86899	3.83836

Table 2.A. Correlation matrix of the principal variables, in logarithms

	WUSE	WPRICE (average)	GREEN- CHARGE (average)	WPRICE (marginal)	GREEN- CHARGE (marginal)	FIXCAPI- TAL	AWEWAGE	RAWMAT	OUTPUT	INTANASS	COMPAGE
WUSE	1.00000										
WPRICE (average)	-0.06503	1.00000									
GREEN- CHARGE (average)	0.32405	0.12882	1.00000								
WPRICE (marginal)	-0.05416	0.99919	0.12217	1.00000							
GREEN- CHARGE (marginal)	-0.27195	0.14319	0.40774	0.13811	1.00000						
FIXCAPITAL	0.41639	-0.08468	-0.26435	-0.07767	-0.27727	1.00000					
AWEWAGE	0.16402	0.14054	-0.07344	0.13846	-0.18835	0.26815	1.00000				
RAWMAT	0.16052	-0.07519	-0.15604	-0.07275	-0.14645	0.13891	0.09576	1.00000			
OUTPUT	0.39180	-0.05559	-0.25891	-0.05160	-0.25929	0.66653	0.54232	0.50672	1.00000		
INTANASS	0.03835	-0.05501	-0.08677	-0.05632	-0.04843	0.32920	0.09742	0.15997	0.33949	1.00000	
COMPAGE	0.28612	-0.14595	-0.21301	-0.14413	-0.22971	0.37442	0.45746	0.36425	0.58450	0.21560	1.00000

Table 3.A. Activities included in sector dummies

D-ACTIVITIES	1.	Manufacture of food products.
D-ACTIVITIES	2.	Manufacture of vehicles, machinery and metal products.
D-ACTIVITIES	3.	Chemical industry and manufacture of plastic, wood and rubber products.
D-ACTIVITIES	4.	Manufacture of paper.
D-ACTIVITIES	5.	Production and distribution of energy.
D-ACTIVITIES	6.	Sale and repair of motor vehicle.
D-ACTIVITIES	7.	Accommodation.
D-ACTIVITIES	8.	Wholesale trade, intermediaries and transportation.
D-ACTIVITIES	9.	Real estate activities and financial mediation.
D-ACTIVITIES	10.	Services provided to the community and other social activities.

Geodemografía: coberturas del suelo, sistemas de información geográfica y distribución de la población *

Francisco J. Goerlich Gisbert **, Isidro Cantarino Martí ***

RESUMEN: Este trabajo examina la reciente aplicación de las técnicas derivadas de los *Sistemas de Información Geográfica* (GIS) al análisis de la distribución de la población sobre el territorio. Se muestran los recientes esfuerzos de los Institutos Nacionales de Estadística Europeos en esta dirección con ocasión del último censo, así como los resultados esperables de dicho trabajo.

El punto de partida es una creciente necesidad de disponer de cifras de población en sistemas zonales no ligados a los caprichosos lindes administrativos de un país o región. Ello permite tanto homogeneizar el espacio físico sobre el que medir la distribución de la población, como evitar distorsiones ligadas al tamaño de los municipios o provincias. Pero el argumento de más enjundia deriva de la necesidad de globalizar las estadísticas; es decir de ser capaces de integrar información cuyo marco de recopilación natural no son las artificiales fronteras delineadas por el hombre, fundamentalmente estadísticas medioambientales y geográficas, con información demográfica y de carácter socio-económico, y poder de esta forma estudiar las relaciones entre economía y medio ambiente en un sistema unificado. Finalmente, el trabajo ilustra una aplicación concreta: la construcción de una *grid* de densidad poblacional para España utilizando como información auxiliar las recientes bases de datos sobre ocupación del suelo (SIOSE), todo ello en el marco de los sistemas de referencia espacial armonizados con la Unión Europea.

Clasificación JEL: J11.

Palabras clave: población; Sistemas de Información Geográfica; Corine Land Cover; SIOSE; desagregación espacial.

* Los autores agradecen a Matilde Mas los comentarios realizados a una versión inicial de este trabajo. Al mismo tiempo se agradece la ayuda financiera del proyecto del Ministerio de Ciencia y Tecnología ECO2011-23248 y del programa de investigación Fundación BBVA-Ivie. Los gráficos y mapas de este trabajo se aprecian con más nitidez en la versión electrónica en color, que en su traslación al papel impreso en blanco y negro, además de ser más sostenible. <http://www.investigacionesregionales.org>.

** Universidad de Valencia e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie).

*** Universidad Politécnica de Valencia.

Correspondencia: F. J. Goerlich Gisbert, Universidad de Valencia, Departamento de Análisis Económico, Campus de Tarongers, Avda. de Tarongers s/n, 46022-Valencia. E-mail: Francisco.J.Goerlich@uv.es.

Recibido: 27 de junio de 2012 / Aceptado: 24 de enero de 2013.

Geodemography: Land cover, geographical information systems and population distribution

ABSTRACT: This paper examines the recent application of the *Geographical Information Systems* (GIS) to the analysis of population distribution. We mention the efforts of the National Statistical Institutes in this direction boosted by the last census 2011.

The stating point is a growing need to have available population figures for areas not related to administrative boundaries, either user defined zones or in grid format. This allows a convenient zonal system to combine demographic characteristics with environmental and pure geographic data, so the relation between the man and the environment can be analyzed in a unified way.

Eventually, we offer a practical illustration of the interactions between GIS techniques and administrative population data in the study of spatial population distribution: We build a density grid for Spain by dasymetric methods from census tracts population data and Land Cover and Use Information System of Spain (SIOSE). The analysis is done within the spatial reference framework of the European Union.

JEL Classification: J11.

Keywords: population; Geographical Information Systems; Corine Land Cover; SIOSE; spatial disaggregation.

1. Introducción

El interés por representar en un mapa la distribución de la población se remonta al propio desarrollo de la cartografía (Reher, 2006). El mapa de densidades más antiguo del que tenemos noticias en España se remonta a los datos demográficos del censo de 1860, y representa, en un mapa de coropletas, la densidad de población por partidos judiciales. En él se observan ya los rasgos fundamentales de la actual distribución de la población, con su elevada concentración en el litoral y la «isla» de Madrid¹.

En la actual organización administrativa del Estado español, los municipios constituyen las unidades administrativas menores en las que se divide el territorio nacional y que tienen asignados lindes precisos sobre los que se extienden sus competencias². Por esta razón, y también por cuestiones de disponibilidad estadística, los trabajos que estudian la localización de la población para áreas geográficas amplias suelen hacerlo, en el mejor de los casos, descendiendo al nivel municipal (Reques y Rodrí-

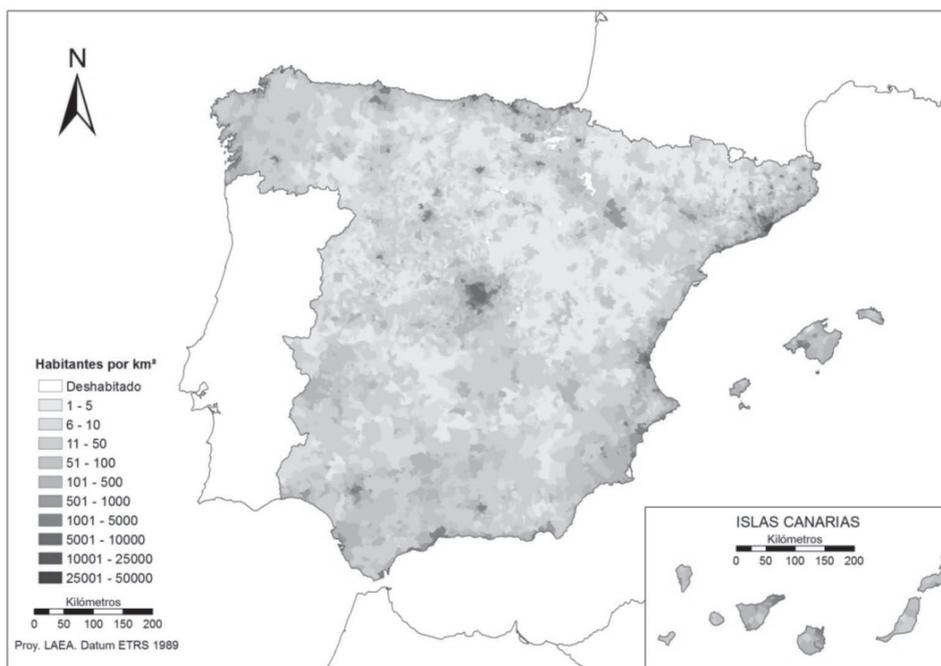
¹ Este mapa está accesible en los fondos cartográficos del Instituto Geográfico Nacional (IGN): <http://www2.ign.es/fondoscartograficos/>.

² Es cierto, sin embargo, que por debajo del municipio existe el concepto de Entidad Local de Ámbito Territorial Inferior al Municipio (entidades locales menores, ELM), definido por la Ley 7/1985, de 2 de abril, Reguladora de las Bases del Régimen Local como una unidad de gestión, administración descentralizada y representación política dentro del municipio.

guez, 1998; Zoido y Arroyo, 2004; De Cos y Reques, 2005; Goerlich, Mas, Azagra y Chorén, 2006; Goerlich y Mas, 2008a, 2008b, 2009).

La figura 1 muestra la densidad de población de los municipios españoles a partir del padrón de 2010. Aunque éste es un mapa típico sobre la distribución de la población resulta evidente que es poco realista; por una parte todo el espacio se encuentra aparentemente habitado, por otra los valores representados dependen críticamente de las superficies municipales, que nada tienen que ver con la distribución de la población. Como han reconocido numerosos autores (Reher, 1994), desde el punto de vista del estudio del asentamiento de la población sobre el territorio, la división municipal es claramente insuficiente y debemos aumentar la escala geográfica del análisis. La cuestión es, pues, si podemos mejorar la representación de la distribución espacial de la población con la información actualmente disponible.

Figura 1. Densidad de población municipal. 2010



Fuente: Padrón Municipal: Instituto Nacional de Estadística; Instituto Geográfico Nacional y elaboración propia.

Nota: Tanto esta figura como las siguientes del artículo pueden verse en color en la edición electrónica www.investigacionesregionales.org.

Desde el punto de vista geográfico-estadístico, es bien conocido que la división del territorio es relevante para un tema particular si las áreas que constituyen la partición son homogéneas, o cumplen una determinada función, para el problema que deseamos investigar (Vidal, Gallego y Kayadjanian, 2001). No hay una partición geográfica uniformemente mejor para todas las situaciones, sin embargo la captación

de estadísticas demográficas y socioeconómicas parte de áreas administrativas predefinidas, organizadas según una estructura jerárquica, y no relacionadas directamente con los problemas que se pretenden analizar, sino más bien con la estructura de toma de decisiones política.

Este problema es más evidente cuando analizamos variables climáticas o medioambientales, en las que las zonas homogéneas o funcionales de análisis tienen que ver con características geográficas o relacionadas con el paisaje: cortes altimétricos, coberturas del suelo, zonas climáticas homogéneas o cuencas hidrográficas, por ejemplo; pero subsiste igualmente en el caso de variables demográficas o socioeconómicas. Así pues, si deseamos analizar la distribución de la población a partir de datos municipales deberíamos preguntarnos sobre la homogeneidad de los municipios para este fin. En este sentido es bien conocido que los municipios españoles presentan un grado considerable de heterogeneidad; su estructura ha sido determinada por razones históricas y sus delimitaciones no responden necesariamente a criterios relacionados con la distribución de la población sobre el territorio, sino más bien a criterios de conveniencia administrativa y voluntad política (Rodríguez, Martín-Asín y Astudillo, 1997; Capdevila i Subirana, 2009). Uno de los problemas más graves en este contexto es la presencia de algunos términos municipales muy grandes, que conviven con algunos de tamaño ridículo, como tendremos ocasión de comprobar más adelante.

De esta forma, un examen detallado de la distribución de la población sobre el territorio exige, por una parte, descender más allá del nivel de agregación municipal, y por otra, superar de alguna forma el rígido marco de los lindes administrativos (Murguza y Santos, 1989). La superación de los lindes administrativos se hace todavía más necesaria cuando se desea integrar datos demográficos y socioeconómicos con datos geográficos, climáticos o medioambientales, recogidos en un sistema zonal diferente y que nada tiene que ver con estos lindes.

En este sentido, la mejor forma de generar mapas sobre la distribución de la población con arreglo a un determinado criterio, por ejemplo residencia, sería geo-referenciar todos los edificios de un país, determinar la población que reside habitualmente en ellos y contarla. La distribución vendría dada entonces por un conjunto de coordenadas con el volumen de población en cada punto como atributo. Resulta obvio que la impresión visual del mapa resultante de esta aproximación geográfica a la distribución de la población sería muy diferente de la visión que observamos cuando representamos las densidades municipales a partir de un mapa de coropletas, como el dibujado en la figura 1, ya que gran parte de la superficie aparecería como vacía, lo que nunca sucede cuando esparcimos la población de forma uniforme sobre un territorio dado.

Esta tendencia a geo-codificar la población según su residencia ha ido ganando popularidad en los últimos años, hasta el punto de que algunos Institutos Nacionales de Estadística Europeos, fundamentalmente aquéllos donde la estadística oficial está fuertemente sustentada por registros administrativos, disponen de la totalidad de su población completamente geo-referenciada.

Las posibilidades de este tipo de información son enormes ya que una determinación precisa de la localización de la población sobre el territorio, no directamente

relacionada con los límites administrativos en los que se divide un país, es absolutamente esencial para numerosas cuestiones prácticas de organización social; y ya más lejos de la simple representación cartográfica o del mero estudio descriptivo de la geografía humana. Quizá el ejemplo más directo es el de la determinación de la población en riesgo ante determinadas catástrofes naturales (Tralli *et al.*, 2005). En estos casos una localización exacta de la población es absolutamente esencial, ya que la evaluación de daños, el diseño y la efectividad de políticas de intervención dependen en gran medida de la localización de la población y otros activos físicos y económicos (Chen *et al.*, 2004). Otro ejemplo de interés radica en el análisis de la accesibilidad a determinadas infraestructuras y servicios, y que no puede basarse en «situar» la población de un municipio o región en un solo punto, ya sea éste el núcleo principal o el centro del polígono (Gutiérrez, Gómez y García, 2009). Esta relación entre accesibilidad y localización es fundamental en el desarrollo de los modelos dinámicos de movilidad *intra*-día, lo que a su vez tiene interés en la gestión y planificación de infraestructuras urbanas y en el análisis de la dinámica de las grandes urbes (Smith, 2011).

Es por esta razón por la que Eurostat ha impulsado la geo-codificación de las variables asociadas al Censo de 2011, promoviendo la cooperación de los Institutos Nacionales de Estadística, y atendiendo a las recomendaciones de la directiva comunitaria INSPIRE. El Instituto Nacional de Estadística (INE) hace especial énfasis en el proyecto censal (INE, 2011) en la geo-referenciación de todos los edificios que tengan algún inmueble que sea una vivienda. De esta forma se pretende generar un sistema de difusión de resultados censales por áreas definidas por el propio usuario, sin correspondencia directa con los ámbitos administrativos tradicionales.

La combinación de estadísticas demográficas geo-referenciadas con otro tipo de información, por ejemplo medioambiental, requiere una unidad de comparación, ya que manejar coordenadas, no coincidentes normalmente, resulta extremadamente complejo y poco operativo en la práctica. Dicho de otra forma necesitamos un sistema zonal que constituya la base de comparación. Descartados los lindes administrativos por su artificialidad, una alternativa natural en un contexto espacial son las **zonas geográficamente regulares o de rejilla cartográfica (*grid*)**, en el que todas las unidades tienen el mismo tamaño. La base de este sistema zonal está en la propia cartografía, se trata de efectuar una partición del espacio con una base geográfica, evitando cualquier hipótesis *a priori* sobre la distribución espacial de la información en la que estamos interesados y sin ninguna referencia ni a zonas funcionales ni a regiones administrativas. Las rejillas cartográficas existen desde la propia aparición de los mapas, ya que fueron utilizadas, en un principio, como sistema de referencia para la localización de accidentes geográficos.

Este sistema zonal ha ganado popularidad en los últimos años por varias razones: i) La observación de la Tierra mediante satélite facilita la recogida de la información en este sistema zonal. ¡Desde el espacio no se observan fronteras! De hecho la mayor parte de la información de tipo medioambiental se recoge actualmente en este formato, y posteriormente se procesa en otro formato si se considera conveniente. ii) El desarrollo de las técnicas de los Sistemas de Información Geográfica (GIS) ha hecho

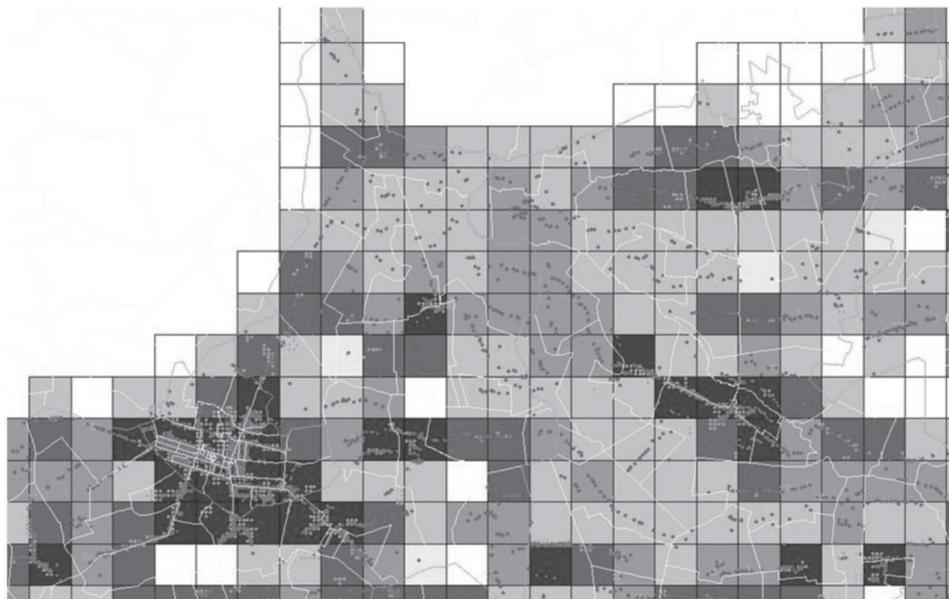
tremendamente eficiente la manipulación y procesado de grandes volúmenes de información almacenada en este tipo de formato. En este caso la *grid* es básicamente un paso intermedio para el procesamiento posterior de la información. iii) Convenientemente definidas, las *grids* aumentan la comparabilidad entre las unidades de partida, al tener todas ellas el mismo tamaño. Ello es cierto independientemente de la información que contengan. iv) Los últimos desarrollos muestran que las *grids* juegan un papel primordial en el trasvase de información entre sistemas zonales, lo que es esencial en la integración entre estadísticas demográficas y socioeconómicas por una parte, y estadísticas medioambientales por otra. En este caso, una *grid* puede ser el sistema zonal último en el que almacenar información, que será rápidamente comparable, o simplemente un eslabón intermedio en el proceso de manipulación de la misma.

Una vez definida la rejilla de referencia, para lo cual existen ya estándares europeos (INSPIRE, 2010a; 2010b), la construcción de una *grid* de densidad de población es inmediata si disponemos de un fichero de población geo-referenciada: basta con agregar los puntos de población que caen dentro de cada celda de la *grid*. Esta forma de proceder, que construye el mapa desde su base, se conoce como la *bottom-up approach*.

Cuando la información de partida no es suficiente para lograr este resultado exacto, y partimos de datos demográficos por unidades administrativas (secciones censales, municipios o provincias), debemos utilizar métodos de desagregación espacial con información auxiliar. Esta forma de proceder se conoce como *downscaling* o *top-down approach*. Normalmente en estos casos se procede en dos etapas: i) Inicialmente se acota la población dentro de las unidades administrativas a partir de información sobre los edificios o los usos del suelo. Se genera de esta forma lo que se conoce como un mapa dasimétrico, es decir, un mapa cuyos lindes definen zonas homogéneas, con la intención de representar información cuantitativa de forma que represente lo más fielmente posible la realidad estadística subyacente. ii) La población de los polígonos resultantes se re-muestra en las celdas de la rejilla. La calidad del resultado final dependerá en gran medida de la resolución y calidad de la información de partida, y en menor medida del algoritmo concreto de desagregación espacial utilizado (Martin, Tate y Langford, 2000), pero al tratarse de un método estadístico es necesariamente menos perfecto que el anterior, y es inevitable etiquetar celdas como vacías, cuando en realidad contienen población.

La figura 2 contrapone ambos métodos. Los puntos grises representan la población geo-referenciada. Para cada habitante disponemos de sus coordenadas de acuerdo a un determinado criterio, residencia o lugar de trabajo, por ejemplo. La superposición sobre estos puntos de una rejilla cartográfica de la resolución deseada nos genera de forma automática la *grid* que estamos buscando. Esta forma de proceder genera resultados exactos, en el sentido de que si la base de datos es completa, la localización de la población es perfecta. Obsérvese que en la figura 2a, a todas las celdas que contienen puntos grises se les asigna densidad. Por el contrario la

Figura 2a. Población geo-referenciada: aproximación *Bottom-up*



Para cada habitante disponemos sus coordenadas de acuerdo con el criterio de residencia. La superposición de la rejilla cartográfica deriva de forma inmediata la *grid* buscada.

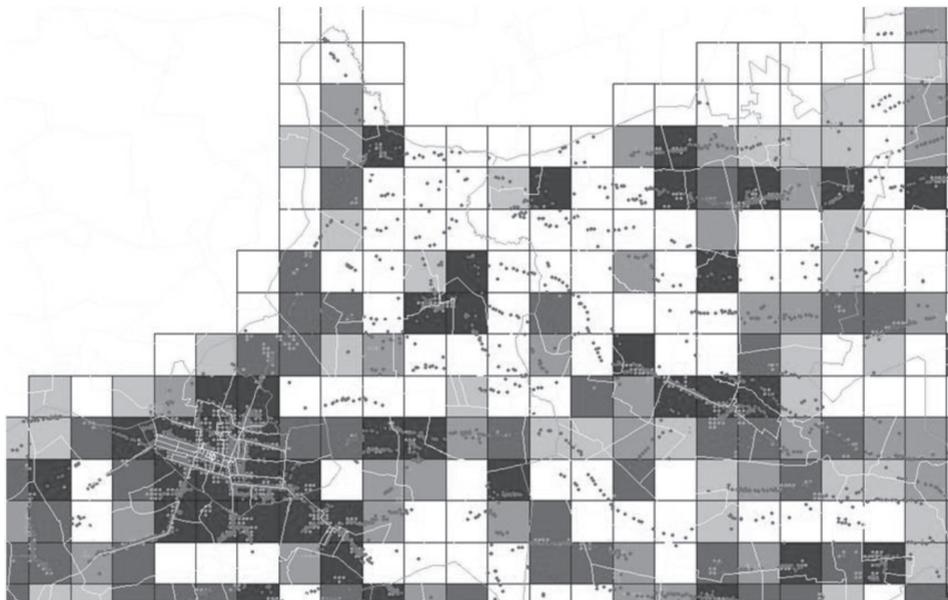
Fuente: Jablonski (2011).

figura 2b representa el resultado de un ejercicio de desagregación espacial, y observamos celdas en blanco con puntos grises, es decir, celdas a las que el método de desagregación espacial no asigna población, aunque en realidad sí la tienen. Si mantenemos la restricción de volumen sobre la población representada, esto es, que la suma de la población de las celdas de una determinada área administrativa sume la población conocida de dicha área, ello implica que en otras celdas tendremos más población de la que deberíamos.

Por las razones que ya hemos mencionado, Eurostat, a través del Centro Común de Investigación (Joint Research Centre, JRC) de la Unión Europea (UE), impulsó la elaboración de una *grid* de población a nivel europeo que desagregara la población municipal mediante la utilización de Corine Land Cover (CLC) como información auxiliar (Gallego y Peedell, 2001), y de esta forma mostrara una distribución más realista de lo que se observa en un mapa de coropletas. Gracias a este esfuerzo existe una *grid* de población para España con resolución de una ha., fecha de referencia el censo de 2001, y que se puede obtener en formato *raster* del sitio web de la Agencia Europea del Medio Ambiente (AEMA; European Environment Agency, EEA)³. Esta *grid* ha sido ya actualizada a fecha de referencia 2006, si bien su resolución se ha

³ <http://www.eea.europa.eu/data-and-maps/data/population-density-disaggregated-with-corine-land-cover-2000-2>.

Figura 2b. Mapa dasimétrico: aproximación *Top-down* o *downscaling*



Información auxiliar sobre usos del suelo, contornos urbanos o de edificios residenciales, es utilizada como información auxiliar en el algoritmo de desagregación espacial.

Fuente: Jablonski (2011).

fijado en un km^2 ⁴, y se espera que tras el censo de 2011 se actualice de nuevo, esta vez utilizando la población geo-referenciada para la mayoría de países.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección siguiente describe, en primer lugar, los esfuerzos realizados en el contexto europeo por generar una *grid* de población utilizando CLC como información auxiliar. Se muestra cómo, en el caso de España, los resultados de dicho ejercicio ofrecen una calidad muy pobre, lo que deriva de la escasa resolución de CLC para este fin, de la heterogeneidad de los municipios españoles y del elevado grado de concentración de la población española. Dado que el fin último del trabajo es mejorar para España la *grid* construida a nivel europeo, en segundo lugar, se presenta una base de datos de usos del suelo alternativa, de reciente publicación por parte del Instituto Geográfico Nacional (IGN), así como el resto de información utilizada en el ejercicio de desagregación espacial. Los detalles más técnicos sobre el proceso de construcción de esta *grid* se ofrecen en la sección 3. Un epígrafe final ofrece unas breves conclusiones.

⁴ http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/gisco_Geographical_information_maps/pops/references/population_distribution_demography.

2. Coberturas del suelo y distribución de la población

2.1. Corine Land Cover y la distribución de la población en España

En 1985, la Comisión Europea lanzó el proyecto Corine Land Cover (CLC) con el objetivo de producir bases de datos sobre coberturas y usos del suelo homogenizadas a nivel europeo. Existen en la actualidad tres versiones de CLC que corresponden a los años 1990, 2000 y 2006; estando prevista la siguiente actualización para 2012. La información es pública y está disponible, en formatos *raster* y vectorial, en el sitio web de la EEA. CLC es considerado como el estándar europeo en coberturas del suelo, puesto que ha sido producido de forma armonizada y bajo reglas comunes a partir de la foto-interpretación de imágenes de satélite (*Landsat ETM+*). La nomenclatura de CLC tiene una estructura jerárquica y consta de 44 clases agrupadas en tres niveles. Las superficies artificiales comprenden 11 clases, dos de las cuales son zonas urbanas: continua y discontinua, y donde esperamos que resida la mayor parte de la población.

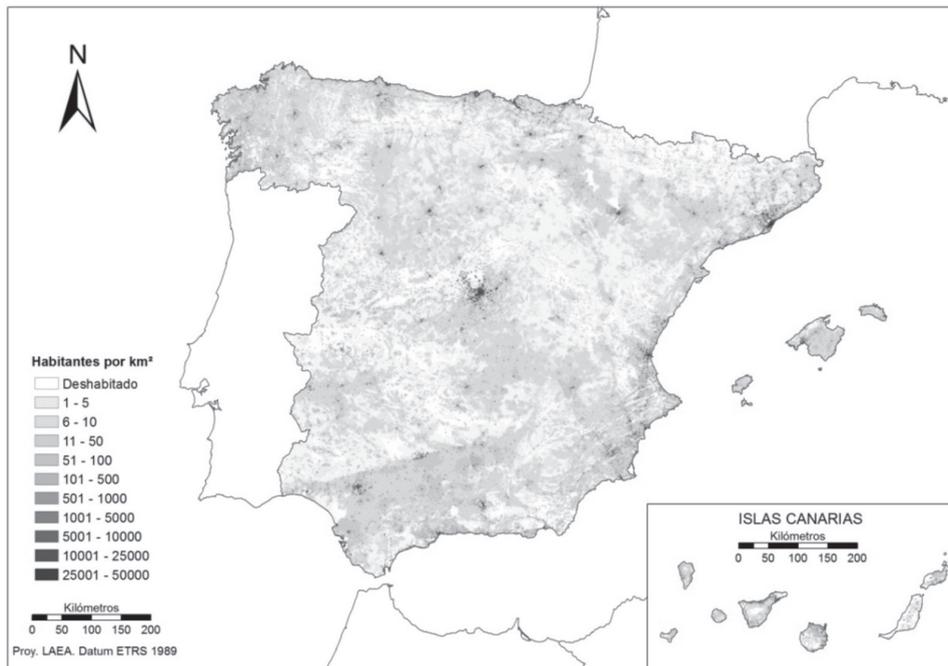
A partir de esta información y la población municipal del censo de 2001 el JRC generó una *grid* de población a nivel europeo, que para España se muestra en la figura 3, una vez agregada a una resolución de un km².

Comparando las figuras 1 y 3 como representación visual de la distribución espacial de la población se observan diferencias claramente visibles. La representación en formato de *grid* de la figura 3 muestra algunos espacios vacíos que corresponden a coberturas del suelo que se suponen no albergan población residente. Sin embargo, es evidente que la figura 3 muestra una población excesivamente dispersa en muchas partes de nuestra geografía. De hecho, un 85% de las celdas de la *grid* contienen población, lo que no encaja con la observación de la geografía española, especialmente en el interior y el sur peninsular, caracterizado por pequeños núcleos de población y grandes espacios deshabitados. La principal razón de este resultado hay que buscarlo en que en muchos municipios CLC no reporta cobertura urbana, lo que unido a la restricción de volumen (la población de las celdas de un municipio deben sumar la población de dicho municipio), hace que el algoritmo de distribución disperse la población sobre otras coberturas (agrícolas y/o forestales).

Esta falta de precisión en la utilización de CLC como información auxiliar en la desagregación espacial de la población se debe básicamente a su baja resolución para un ejercicio de este estilo: en particular la unidad mínima de mapeo son 25 hectáreas. Polígonos con menor superficie se etiquetan con la cobertura dominante. Si no hay una cobertura dominante clara en el polígono, éste es clasificado como heterogéneo. En CLC 2006, esto ocurre en el 11% de la superficie europea, pero en el 18% de la superficie española.

Otros problemas que contribuyen a los pobres resultados mostrados en la figura 3 hacen referencia a la heterogeneidad en el tamaño y la densidad de los municipios es-

Figura 3. Grid de densidad de población de un km². 2001



Fuente: Información original: Joint Research Center, Eurostat, European Environment Agency.
Población: Censo 2001, Instituto Nacional de Estadística.
Agregación a una resolución de un km²: European Forum for Geostatistics y elaboración propia.

pañoles. La tabla 1 ofrece una breve descripción de esta realidad, utilizando las cifras de población del Padrón de 2010. Mientras que en términos de superficie el tamaño medio son 62 km², el tamaño mediano es casi la mitad, 35 km². Es cierto que esta heterogeneidad en tamaños no es tremendamente diferente de la que encontramos en Europa, pero los resultados relativos a la concentración de la población sí lo son. Vale la pena observar que en los 60 municipios de mayor tamaño (0,7%), que cubren el 9% de la superficie nacional (menos de la mitad de lo que encontraríamos en Europa para el intervalo de más de 500 km²) vive el 14% de la población, más del doble del porcentaje europeo⁵. En el otro extremo de la distribución, el 5% de la población vive en el 10% de los municipios de superficie más reducida. Estas cifras muestran una clara concentración de la población en las grandes ciudades, con escasos habitantes en los municipios más pequeños, algunos de ellos de un tamaño realmente minúsculo: un 60% de los municipios tienen una población residente inferior a los 1.000 habitantes, y el 13% menos de 100. Esta tendencia hacia una concentración creciente de la población puede ser vista históricamente en España desde hace más

⁵ Las comparaciones europeas se basan en Gallego (2010), que utiliza las cifras de población del censo de 2001 y CLC 2000, mientras que nosotros utilizamos el Padrón de 2010 y CLC 2006.

Tabla 1. Heterogeneidad de los tamaños municipales y concentración de la población en España

Tamaño (km ²)	Municipios		Superficie		Población 2010	
	Número	%	km ²	%	Habitantes	%
(0, 10]	771	9,5%	4.931	1,0%	2.562.385	5,4%
(10, 100]	6.054	74,6%	231.903	46,0%	23.119.824	49,2%
(100, 500]	1.229	15,1%	221.696	43,9%	14.799.103	31,5%
> 500	60	0,7%	46.105	9,1%	6.539.719	13,9%
Total	8.114	100,0%	504.636	100,0%	47.021.031	100,0%
	Mediana		Media		Desviación Estándar	
Superficie (km ²)	34,9		62,2		92,3	
Población 2010	582		5.795		47.527	

Fuente: Elaboración propia a partir de INE (<http://www.ine.es>). Padrón Municipal y Sección de Territorio.

de un siglo, y todavía continúa: la población se desplaza de las zonas montañosas y las áreas rurales hacia la costa, los valles y las capitales provinciales (Goerlich y Mas, 2008a; 2008b; 2009).

El reducido peso poblacional de muchos municipios y la asimetría en la distribución de tamaños es claramente visible si comparamos el tamaño medio, 5.795 habitantes, con el tamaño mediano, 582 residentes. Además, la población no se encuentra dispersa sobre el territorio en la mayor parte de España, sino más bien al contrario, concentrada en pequeños núcleos urbanos dentro de cada municipio. Dadas las 25 ha. de unidad mínima de mapeo de CLC, esto implica que en muchos municipios CLC no reporta área urbana, simplemente porque no contienen ningún polígono urbano de más de 25 ha. dentro de su término municipal. Gallego (2010: 463) reporta que esto sucede en el 29% de los municipios europeos a partir de CLC 2000, pero en España la situación es mucho peor. A nivel nacional, CLC 2006 no reporta área urbana (clases 1.1.1 y 1.1.2) en más de la mitad de los municipios (57%), aunque estos municipios albergan sólo al 4% de la población, ocupan un 39% de la superficie nacional. No es necesario indicar que estos municipios sí disponen de áreas urbanas donde albergar su población, aunque sean de un tamaño tan reducido que no sean captadas por CLC. A nivel provincial la situación es muy heterogénea: en diez provincias CLC 2006 no reporta área urbana en más del 75% de los municipios, y en dos provincias esta cifra se eleva al 90%.

Estas cifras todavía son más llamativas si nos restringimos a las superficies artificiales. En la mitad de los municipios CLC 2006 no informa sobre ningún tipo de cobertura artificial. A nivel provincial, en seis provincias esto sucede en más del 75% de sus municipios. Como ya hemos indicado, dada la restricción de volumen a nivel municipal (Tobler, 1979), la ausencia de superficie urbana implica la distribución de la población sobre clases no urbanas; el resultado es que la población en superficies agrícolas y forestales es sobreestimada, incluso si *a priori* las densidades iniciales se

mantienen en valores muy reducidos. Además, este efecto es muy heterogéneo por provincias. De esta forma el mapa de la figura 3 muestra una distribución espacial de la población más dispersa de lo que encontramos en la realidad.

Precisamente la falta de resolución de CLC para este tipo de ejercicio, es lo que ha motivado la incorporación de información adicional en la actualización a 2006 de la *grid* mostrada en la figura 3. Para refinar CLC se utiliza básicamente la capa de sellado del suelo de la EEA, con resolución de una ha. (Kopecky y Kahabka, 2009), y otra información geográfica de mayor resolución que la de CLC (Batista e Silva, Lavalle y Koomen, 2012). El objetivo es proporcionar una distribución más realista de la población cuando no se dispone de su geo-referenciación. Como veremos a continuación, este tipo de complejidades son innecesarias en el caso español, ya que disponemos de información sobre coberturas del suelo de elevada resolución y cobertura la totalidad del territorio nacional. Esta información puede ser utilizada para una localización muy precisa de la población residente dentro de las áreas administrativas, y este mapa dasimétrico puede ser posteriormente re-muestreado en el formato de *grid* a la resolución deseada. A continuación describimos la información de base, para presentar el ejercicio de desagregación y sus resultados en la sección siguiente.

2.2. Sistema de Información sobre Ocupación del Suelo en España (SIOSE)

A partir de la experiencia en la elaboración de CLC, el IGN desarrolló un nuevo modelo de Sistema de Información sobre la Ocupación del Suelo en España (SIOSE) con la misma fecha de referencia que la última versión de CLC, 2006. SIOSE trata de resolver muchos de los problemas que plantea CLC y ha sido generado a partir de la foto-interpretación de las imágenes de satélite SPOT5, fotografía aérea, mapas topográficos a escala 1:25.000 e información catastral. SIOSE es público, puede descargarse de forma gratuita en el centro de descargas del IGN (<http://centrodedescargas.cnig.es/CentroDescargas/index.jsp>), y dispone de una dirección web con abundante información sobre el proyecto (<http://www.siose.es/>).

Desde nuestro punto de vista, dos son las características básicas de SIOSE que merecen especial atención. La primera es su resolución, ofrece una escala de 1:25.000 frente a 1:100.000 en CLC, lo que se traslada en una unidad mínima de mapeo variable de acuerdo con el tipo de cobertura:

- Superficies artificiales y láminas de agua: una ha.
- Cultivos forzados, coberturas húmedas, playas, vegetación de ribera y acantilados marinos: 0,5 ha.
- Cultivos y resto de áreas de vegetación natural: 0,5 ha.

Por tanto, en términos de información auxiliar para la distribución de la población, donde las superficies urbanas son la principal cobertura a ser considerada, la unidad mínima de mapeo es de una ha. frente a las 25 de CLC. Con este nivel de resolución todos los municipios presentan algo de área urbana, y por tanto un lugar preciso donde localizar la población dentro de sus términos municipales.

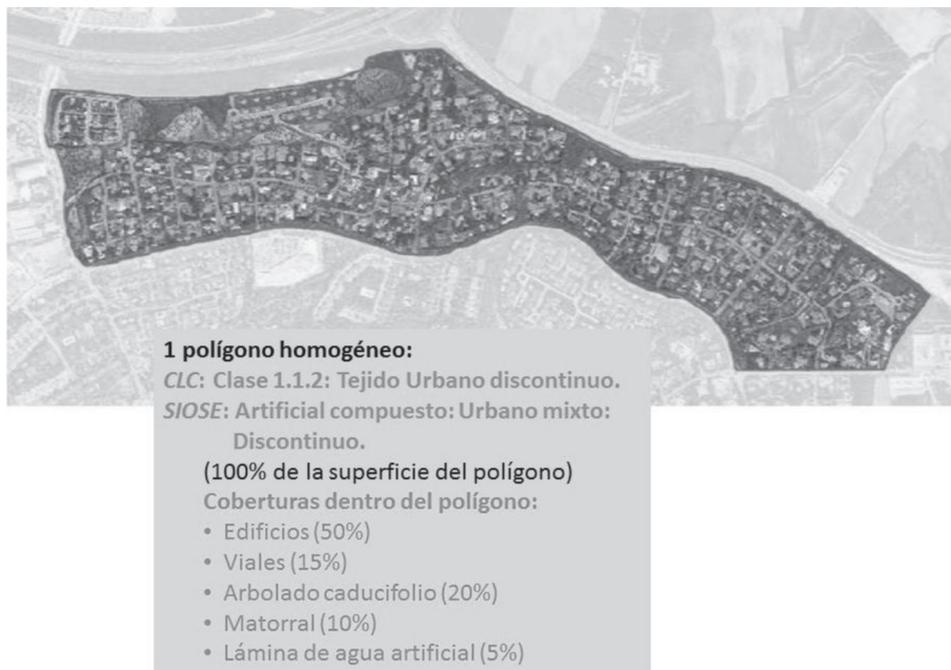
La segunda es el novedoso modelo de datos de SIOSE. Como hemos indicado CLC es un modelo jerárquico: a cada polígono se le asigna una única cobertura de una nomenclatura predefinida que comprende 44 clases a tres niveles de desagregación. SIOSE es en realidad una base de datos orientada a objetos (Villa *et al.*, 2008): el polígono es la unidad básica de análisis, con una cobertura relativamente homogénea. Sin embargo, el objetivo de SIOSE no es clasificar el polígono a partir de una nomenclatura predefinida, sino describir sus contenidos a partir de una serie de reglas. El modelo de datos SIOSE consiste en objetos, atributos, relaciones y reglas de consistencia que se integran en una base de datos geográfica de carácter vectorial y que describe cada polígono en que se divide el territorio nacional. Al contrario que CLC, SIOSE sólo está disponible en formato vectorial.

La compleja estructura de SIOSE parte de una nomenclatura de 40 coberturas simples, y la estructura de la base de datos hace posible atribuir una o más de estas coberturas simples a cada polígono, con ciertas restricciones, y sujeto todo ello a determinadas reglas de consistencia. Los polígonos pueden, por tanto, disponer de una «cobertura simple», cuando sólo una cobertura está presente en el polígono (*i. e.* edificios, embalses, prados, suelo desnudo,...); pero más generalmente, cada polígono presenta una «cobertura compuesta», esto es, una combinación de «coberturas simples» (*i. e.* asentamiento agrícola residencial, dehesa, polígono industrial, tejido urbano,...). Los elementos de esta combinación tienen asignados porcentajes de superficie, cuya suma debe ser igual al 100%. Adicionalmente las «coberturas simples» disponen de atributos que nos proporcionan información adicional sobre el contenido del polígono (*i. e.* los edificios pueden ser bloques aislados o casas pareadas). Las «coberturas compuestas» pueden anidarse, y un atributo adicional a éstas nos indica cómo los elementos se distribuyen dentro del polígono: en forma de «asociación» o «mosaico». Aunque no existe una nomenclatura cerrada de «coberturas compuestas», SIOSE incluye una lista de «coberturas compuestas predefinidas». Esta nomenclatura es característica del paisaje español (*i. e.* huerta familiar, olivar-viñedo, tejido urbano de tipo casco, ensanche o discontinuo,...), y ni es exhaustiva del territorio nacional, ni constituye una lista cerrada, pero facilita enormemente la extracción y manipulación de la base de datos.

En principio, SIOSE permite diferentes y potencialmente infinitas combinaciones de las «coberturas simples». La información es muy versátil y puede adaptarse a las necesidades del investigador para el estudio de un problema particular; como contrapartida la manipulación de la base de datos es mucho más compleja que los modelos de coberturas del suelo de tipo jerárquico como CLC.

Un ejemplo visual puede clarificar el complejo modelo de datos de SIOSE. La figura 4 representa un polígono de tejido urbano discontinuo (una urbanización) que sería clasificado en CLC como de la clase 1.1.2: *Tejido Urbano Discontinuo*. El mismo polígono tratado por SIOSE tendría asociada una larga etiqueta que nos describiría su contenido en términos de los porcentajes de superficie que ocupan cada cobertura simple presente dentro del mismo. En primer lugar se nos informaría de que se trata de una cobertura compuesta de *Tejido Urbano Discontinuo*: etiqueta UDS. A continuación, entre paréntesis encontraríamos la lista de etiquetas de las coberturas

Figura 4. Corine Land Cover *versus* SIOSE: Tejido urbano



Fuente: Villa (2009).

simples con porcentajes asociados, de esta forma podemos saber que el polígono está compuesto por: 50% de edificios, con un atributo que nos indica que son del tipo vivienda unifamiliar aislada, 15% de viales, 20% de arbolado, con un atributo que indica que son de tipo caducifolio, 10% de matorral, y 5% de lámina de agua artificial (piscinas o estanques). Dado que la etiqueta del polígono sigue estrictas reglas, es posible manipularla para determinar la superficie de cada cobertura simple dentro del polígono. De esta forma, si sabemos que la superficie del polígono es de 1.000 ha., la superficie neta construida es de sólo 500 ha.

Claramente la información proporcionada por SIOSE es mucho más detallada que la proporcionada, no sólo por CLC (dada su mayor resolución), sino por cualquier otro modelo jerárquico de coberturas del suelo. De hecho, CLC 2006 divide el territorio nacional en unos 150.000 polígonos, con un tamaño medio de 3,3 km², perteneciendo a las 44 clases diferentes. En SIOSE disponemos de unos 2,5 millones de polígonos, con un tamaño medio de 0,2 km², y alrededor de 820.000 categorías de coberturas diferentes, en el sentido de combinaciones diferentes de coberturas simples (polígonos diferentes).

Vale la pena observar que, dada la estructura de SIOSE, en relación con la superficie residencial y el cálculo de densidades de población, disponemos de dos superficies de cálculo. La superficie del polígono donde los edificios se localizan:

1.000 ha. en el ejemplo anterior; y la superficie neta residencial edificada dentro del polígono: 500 ha. en el ejemplo anterior. En el ejercicio de desagregación espacial de la población que describimos en la sección siguiente, utilizamos como superficies para el cálculo de densidades la superficie neta edificada. De esta forma esperamos eliminar al máximo los efectos distorsionadores derivados de la heterogeneidad en los tamaños de los polígonos donde asignamos la población. Obsérvese que incluso si la unidad mínima de mapeo para áreas urbanas es de una ha., las coberturas simples se representan dentro de un determinado polígono con tal de que ellas representen al menos un 5% de la superficie total del polígono. Por tanto, esperamos que cualquier área residencial de al menos 500 m² haya quedado representada en SIOSE.

2.3. Información adicional utilizada

Además de SIOSE el ejercicio de desagregación espacial descrito en la sección siguiente utilizó la siguiente información de partida.

Para la población utilizamos las secciones censales en lugar de los municipios. Esta información es pública y dispone de una cartografía asociada. Existen en España algo más de 8.000 municipios, pero alrededor de 35.000 secciones censales. Muchos municipios, los más pequeños, sólo tienen una sección censal (el 72% englobando un 6% de la población); en consecuencia no esperamos mejorar mucho en la distribución de la población en las pequeñas áreas rurales. Sin embargo, la utilización de las secciones censales, en lugar de los municipios, permitirá grandes mejoras en ciudades de tamaño medio y grande, como veremos en la sección siguiente, y ello a pesar de que la heterogeneidad en tamaños de las secciones censales supera ampliamente a la de los términos municipales. De hecho, un 60% de las secciones censales tienen una superficie inferior a un km²; su tamaño medio es 14,2 km², pero el tamaño mediano es de solamente 0,22 km², dado el reducido tamaño de las mismas en las grandes ciudades. La desviación típica de la distribución de tamaños es casi tres veces la media, alcanzando un valor de 38,7 km².

El año de referencia para la población es el 1 de enero de 2010, y la fuente de información es el Padrón municipal. Se trata pues de la población residente, por lo que estamos hablando de lo que en el argot se conoce como «población nocturna», frente a la «población diurna», cuyo criterio de localización sería el lugar de trabajo o actividad durante el día.

El origen de la cartografía asociada a las secciones censales es un fichero vectorial de todas ellas que proporciona el INE. Debido a que el fichero de 2006, que es la fecha más cercana a SIOSE, estaba lleno de errores topológicos que hacían prácticamente imposible su manipulación en los Sistemas de Información Geográfica, se decidió hacer el ejercicio con el fichero de 2010, que no presentaba errores topológicos, y ofrecía una representación continua y sin solapamientos del territorio.

Con la información demográfica anterior y SIOSE es posible elaborar un mapa dasimétrico que muestre la distribución de la población de forma bastante aproxima-

da a la realidad mediante operaciones estándar en el contexto del GIS y modelización estadística. Si finalmente se desea un formato de *grid* su construcción es directa a partir de la capa vectorial de la misma. El origen de la *grid* de un km² procede del sitio web del European Forum for Geostatistics (EFGS, <http://www.efgs.info/data/eurogrid>) y cumple con las directivas de INSPIRE (2010a; 2010b).

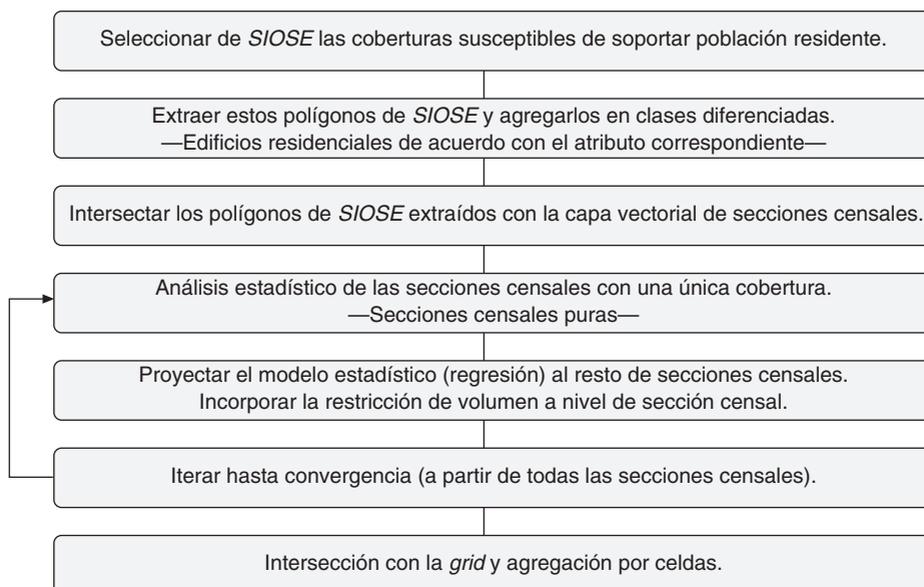
3. Desagregación espacial de la población a partir de las secciones censales y SIOSE

Presentamos a continuación un ejercicio de desagregación espacial con el objeto de mejorar la distribución de la población observada en la figura 3 y acercarse lo más posible a la realidad en este campo.

Los métodos finalmente utilizados son básicamente métodos de regresión (Yuan, Smith y Limp, 1997) apoyados por operaciones estándar en el contexto del GIS. Son similares al denominado método de la variable límite, ya utilizado por Gallego, Batista, Rocha y Mubareka (2011), y que se inspira en el trabajo de Eicher y Brewer (2001).

El proceso comienza con la propia definición de densidad, escrita como $Población = Densidad \times Superficie$, y una modelización estadística de *Densidad*, dado que *Superficie* es conocida, tras una estratificación y dada la información disponible. El diagrama simplificado del flujo de trabajo se muestra en la figura 5. Finalmente, rea-

Figura 5. Diagrama simplificado del flujo de trabajo



lizamos un ejercicio de validación a partir de una *grid* construida a partir del Padrón geo-referenciado para la Comunidad de Madrid⁶.

Todo el trabajo en GIS es realizado a partir de información vectorial, lo que presenta la ventaja de evitar distorsiones derivadas del paso a formato *raster* de información originalmente vectorial, lo que dado el reducido tamaño de algunas secciones censales puede ser importante. El coste es una elevada carga computacional, puesto que la base de datos SIOSE tiene un tamaño de 13,7 Gb para el conjunto nacional.

A partir de la estructura de SIOSE, y tras un detallado análisis de coberturas, elegimos como soporte para la población residente todos aquellos polígonos que incluyan edificaciones de tipo no industrial. Dada la información sobre atributos de las edificaciones, éstas deben ser de los siguientes tipos: bloques de apartamentos, aislados o no, y viviendas unifamiliares, adosadas o aisladas. Obsérvese que los polígonos seleccionados pueden ser urbanos o rurales, puesto que la característica que los define es simplemente que tengan edificaciones residenciales de alguno de los cuatro tipos considerados. Por supuesto, podemos excluir *a priori* coberturas susceptibles de soportar población residente, por ejemplo gente que viva en polígonos industriales, pero incluir más coberturas con generalidad podría tener el efecto contrario, acabar dispersando población sobre coberturas que generalmente no albergan población residente. A partir del fichero de población geo-referenciado para la Comunidad de Madrid comprobamos que el 97,8% de la población cae dentro de los polígonos seleccionados, y que es poco claro que extendiendo la lista de coberturas mejore potencialmente los resultados.

Una vez extraídos los polígonos se agregan de acuerdo con el tipo de edificación, de esta forma finalmente tenemos cuatro tipos. El criterio para la agregación por atributo es simplemente que ésta es la característica que más afecta a la densidad de población, y esta variable es la que necesitamos modelar. Un análisis de varianza para aquellas secciones censales que sólo contenían un tipo de edificación confirmó claramente este hecho. La densidad de población es muy heterogénea de acuerdo no sólo con el tipo de edificio, sino también con arreglo a estratos por tamaño de población. Sin embargo, la mayor variabilidad se observa por tipo de edificio, de forma que finalmente mantenemos cuatro clases diferenciadas en el algoritmo de desagregación.

El siguiente paso consiste en una intersección geométrica de los polígonos extraídos con la capa vectorial de secciones censales. Tras esta intersección muchas secciones censales contienen en ellas un solo tipo de edificación. Éstas son denominadas secciones censales puras, y juegan un papel fundamental en el algoritmo de distribución. Esto no sucede en el caso de CLC, dada su resolución y la utilización de datos municipales, pero en nuestro caso tenemos un 56% de secciones censales con un solo tipo de edificación, muchas de ellas en las grandes ciudades, pero también en pequeños municipios en el caso de viviendas adosadas. En conjunto estas secciones censales engloban al 51% de la población. En estos casos no hay problema de redis-

⁶ La información de base para la construcción de esta *bottom-up grid* fue amablemente cedida por el Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid (IEM).

tribución; SIOSE ayuda a localizar de forma precisa la población residente dentro de los lindes de la sección censal. La modelización estadística de estas secciones censales puras es esencial para redistribuir la población en el resto.

Dado un conjunto de coberturas c , con densidades diferenciadas por unidad administrativa (sección censal), m ; la población total puede ser escrita como

$$P^m = \sum_c P_c^m = \sum_c d_c^m \times S_c^m \quad (1)$$

donde d_c^m representa la densidad de la clase c en la sección censal m y S_c^m su superficie, que en nuestro caso representa la superficie edificada neta del tipo de edificación correspondiente, tal y como se ha indicado anteriormente.

La ecuación (1) es una identidad. Para secciones censales puras $c = 1$, y no hay problema de redistribución; para el resto $c > 1$. Conocemos S_c^m , a partir de la intersección geométrica entre SIOSE y la geometría de las secciones censales, y diferentes métodos de estimar d_c^m nos proporcionan diferentes algoritmos de reparto. Adicionalmente, el algoritmo debe incorporar la restricción de volumen (Tobler, 1979), de forma que $P^m = \sum_c P_c^m$. Esta población es conocida a partir del Padrón.

El caso más simple es suponer que d_c^m es constante para cada c , hasta un factor de proporcionalidad,

$$d_c^m = \theta_c \times \lambda^m \quad (2)$$

donde θ_c depende sólo de la clase, por ejemplo del tipo de edificación, y puede ser estimado a partir de la información proporcionada por las secciones censales puras para cada c . Un candidato natural para θ_c es la densidad por clase determinada a partir de las secciones censales puras. Estas densidades pueden aplicarse al resto de secciones censales para conseguir una estimación inicial de la población por sección censal y clase, dado S_c^m . El factor λ^m asegura que, al final del proceso, la restricción de volumen es satisfecha, de forma que finalmente $P^m = \sum_c P_c^m$. Sustituyendo (2) en (1)

$$P^m = \sum_c \theta_c \times \lambda^m \times S_c^m = \lambda^m \times \sum_c \theta_c \times S_c^m \Rightarrow \lambda^m = \frac{P^m}{\sum_c \theta_c \times S_c^m} \quad (3)$$

que representa una distribución proporcional de las discrepancias para un θ_c dado.

De esta forma, iniciando el proceso con valores iniciales de las densidades por clase, que coinciden con las densidades derivadas de las secciones censales puras, acabamos con las densidades $d_c^m = \theta_c \times \frac{P^m}{\sum_c \theta_c \times S_c^m}$. Una vez disponemos de una cifra

de población por clase y sección censal, que satisface la restricción de volumen, P_c^m . Es posible iterar el proceso hasta la convergencia, con nuevas densidades iniciales calculadas esta vez a partir de todas las observaciones.

Un proceso idéntico puede seguirse si estratificamos las clases de edificios por tamaños municipales. De hecho un análisis de varianza corrobora esta estratificación. Cualquier otra partición sería posible, por ejemplo provincias. Estos métodos son comparables a los introducidos por Mennis (2003, 2009), y es esencialmente el utilizado por Gallego y Peedel (2001) en los primeros ejercicios de desagregación con CLC, convenientemente adaptado a la estructura de nuestra información.

Este tipo de métodos se los conoce en la literatura como métodos de ratio-fija, ya que el supuesto simplificador es que la ratio entre densidades de población de diferentes clases dentro un área administrativa es constante, e igual para todas las áreas administrativas en el mismo estrato. Escapar de esta restricción exige relajar (2), con lo que podemos suponer

$$d_c^m = \theta_c^m \times \lambda^m \quad (4)$$

donde λ^m juega el mismo papel que antes, y θ_c^m es un umbral de densidad inicial en el algoritmo de reparto por área administrativa y clase, obtenida a partir de la modelización estadística de las densidades por clase en las secciones censales puras.

Dado que S_c^m son las superficies netas edificadas, debemos esperar una relación claramente positiva entre densidades a nivel de sección censal por clase y densidad a nivel de municipio, puesto que en este caso la heterogeneidad en tamaños no juega ningún papel. En logaritmos, las correlaciones simples varían entre 0,68 para bloques de apartamentos aislados y 0,91 para viviendas unifamiliares adosadas. Esto sugiere estimar una relación log-log para las secciones censales puras de la forma

$$\log d_c^m = \alpha + \beta \log d^n + u \quad (5)$$

donde d^n es la densidad a nivel municipal en términos de superficie edificada neta, $d^n = \frac{P^n}{S^n}$. La proyección de este modelo para el resto de secciones censales proporciona una estimación de θ_c^m en (4).

Sin embargo, disponemos de más información demográfica a nivel de sección censal que puede ser potencialmente incorporada en la regresión (5), por lo que es natural aumentarla con regresores adicionales

$$\log d_c^m = \alpha + \beta \log d^n + \gamma' x^m + u \quad (6)$$

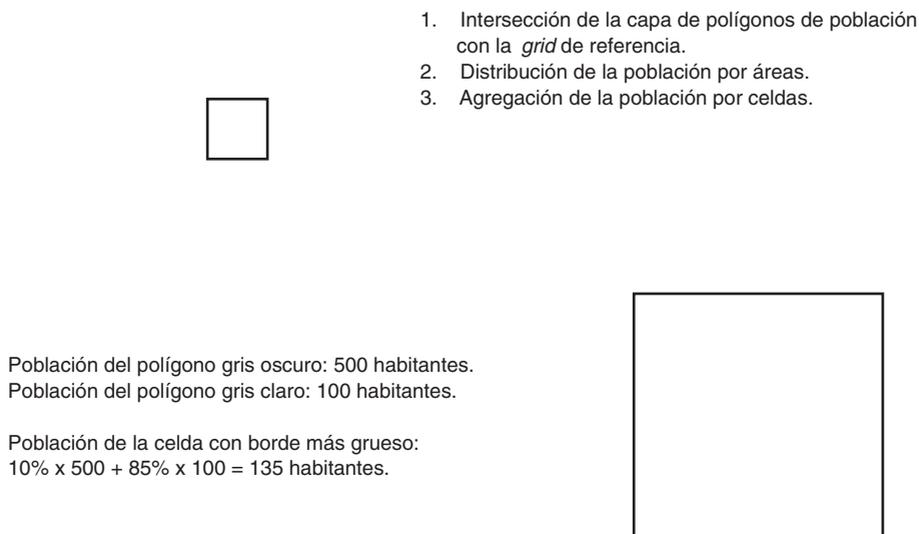
Las variables incluidas en x^m son el porcentaje de población mayor de sesenta y cinco años, el porcentaje de población extranjera, y el porcentaje de residentes en la sección censal que nacieron en el mismo municipio al que pertenece dicha sección. Estas variables fueron significativas en la regresión (6) y finalmente incluidas al objeto de permitir una mayor generalidad en los umbrales de densidad inicial en el algoritmo de distribución.

En resumen: i) Estimamos (6) para las secciones censales puras de forma separada para cada clase. ii) Proyectamos el modelo al resto de secciones censales para obtener umbrales de densidad inicial, diferentes para cada clase y sección censal, θ_c^m , con los que iniciar la distribución. iii) Ajustamos las discrepancias con respecto a la cifra de población conocida de la sección censal correspondiente. iv) Finalmente, una vez hemos estimado la población para todos los polígonos de las diferentes clases dentro de cada sección censal, re-estimamos la ecuación (6), ahora con el total de secciones censales, y repetimos el proceso de redistribución hasta la convergencia de los coeficientes en la regresión. De esta forma construimos un mapa dasimétrico en el que dentro de cada sección censal tenemos uno o varios polígonos con su población residente.

El método es similar al de la variable límite modificado de Gallego, Batista, Rocha y Mubareka (2011), sin embargo nosotros modelizamos nuestros propios datos en lugar de utilizar información auxiliar a partir de *grids* de referencia *bottom-up* de otros países. Ello es posible gracias a la elevada resolución de nuestras bases de datos de partida.

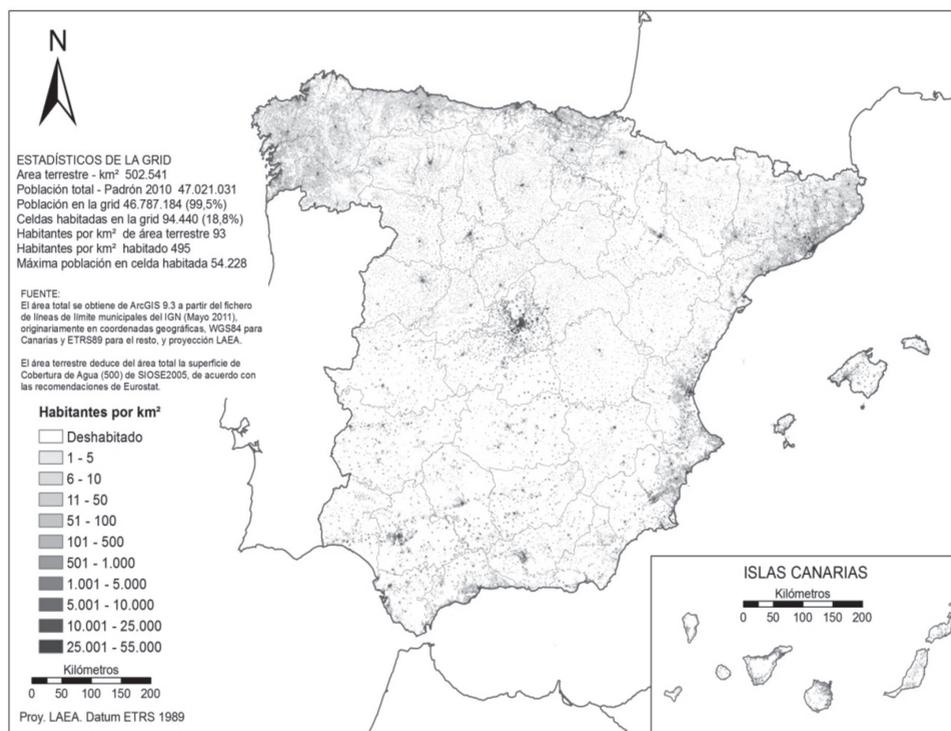
Después de que este proceso ha sido completado, la elaboración de la *grid*, al nivel de resolución deseado, es directa. Efectuamos una intersección geométrica entre la capa vectorial de la población por sección censal y clase, con la *grid* también en formato vectorial, y agregamos la población mediante una distribución por áreas (*areal weighting*). La figura 6 ilustra el proceso de forma gráfica.

Figura 6. Generación de la *grid*: distribución proporcional por área



La *grid* resultante de un km² de resolución, con sus correspondientes estadísticos y distribución de frecuencias, se muestra en la figura 7⁷. De acuerdo con nuestros cálculos la superficie habitada apenas alcanza el 20% de la superficie terrestre⁸, y mientras que la densidad promedio para el conjunto nacional es de alrededor de 93 habitantes por km², la densidad por kilómetro cuadrado habitado es notablemente superior, 495 habitantes. Estimamos 2.852 celdas con un solo habitante, y 2.007 celdas con una población de al menos 5.000 personas. La celda con mayor población, 54.228 residentes, se encuentra en el área metropolitana de Barcelona.

Figura 7. *Grid* de densidad de población, un km². 2010



Distribución de frecuencias. Celdas por intervalo

1-4	5-19	20-199	200-499	500-4.999	≥ 5.000
8,637	18,574	45,448	10,060	9,714	2,007

Fuente: Padrón Municipal: Instituto Nacional de Estadística; SIOSE: Instituto Geográfico Nacional y elaboración propia.

⁷ Aunque en principio es posible obtener una *grid* con mayor resolución, utilizamos la de un km² de tamaño de celda, porque éste es el estándar europeo (Van Eupen *et al.*, 2012), y de esta forma podemos compararla con otras *grids*.

⁸ Siguiendo las recomendaciones de Eurostat (1999), la superficie terrestre excluye láminas de agua de la superficie total. Estas superficies se estiman a partir de SIOSE.

De esta forma la figura 7 ofrece una visión mucho más realista de la distribución de la población que la observada en el mapa de coropletas de densidades municipales, o incluso a nivel de sección censal.

3.1. Validación

Saber si nuestras fuentes de información y métodos mejoran los utilizados en el contexto Europeo (Gallego, 2010; Gallego, Batista, Rocha y Mubareka, 2011), y cuyos resultados para España se muestran en la figura 3 requiere *grids* de población construidas por agregación. Gallego (2010) y Gallego, Batista, Rocha y Mubareka (2011) realizan este ejercicio de validación a partir de *bottom-up grids* para diversos países europeos en los que se dispone de información, utilizando el estadístico relativo de discrepancia

$$\delta = \frac{\sum_j |P_j - P_j^{ref}|}{2 \cdot \sum_j P_j} \quad (7)$$

donde j indexa las celdas y el superíndice *ref* hace referencia a la *grid* de referencia, la construida por agregación, y que se toma como la verdadera distribución de la población. El índice está normalizado en el intervalo [0, 1] y $100 \times \delta$ puede ser interpretado como el porcentaje de población que es asignado a una celda incorrecta, dada la resolución de la *grid*. Aunque este índice es bastante rudimentario, porque no tiene en cuenta la distancia en el error cometido cuando asignamos población a una celda que no le corresponde, es decir la contribución al error es la misma si situamos a un habitante en la celda de al lado respecto a la que le correspondería o en la otra parte del país, lo utilizamos por motivos de comparación.

La tabla 2 muestra el estadístico relativo de discrepancia reportado por Gallego, Batista, Rocha y Mubareka (2011) para diversos países europeos y recogiendo el

Tabla 2. Estadístico relativo de discrepancia, $100 \times \delta$, frente a *bottom-up grids* en diversos países europeos. *Grid* JRC - Eurostat - EEA

	<i>Austria</i>	<i>Dinamarca</i>	<i>Finlandia</i>	<i>Suecia</i>	<i>Países Bajos</i>	<i>Irlanda del Norte</i>	<i>Estonia</i>
<i>Población (millones)</i>	8,03	5,35	5,18	8,88	15,99	1,69	1,31
<i>Municipios (coropletas)</i>	55,79	56,82	65,54	70,27	58,54	33,14	58,02
<i>Desagregación espacial</i>	27,09	20,47	30,89	35,70	19,20	17,75	35,50

Fuente: Gallego, Batista, Rocha y Mubareka (2011). Los resultados se ofrecen, en cada caso, para el mejor método de los diferentes ensayados por estos autores.

menor error en cada caso para los diferentes métodos ensayados por estos autores. Claramente la información y los métodos utilizados por estos autores mejoran la distribución de la población, reduciendo el error a aproximadamente la mitad en comparación con la representación estándar de las densidades municipales. Visualmente éstas son las mejoras observadas al pasar de la figura 1 a la figura 3. En cualquier caso, las discrepancias difícilmente bajan del 20%.

En nuestro caso podemos validar el ejercicio frente a la Comunidad de Madrid. La tabla 3 presenta resultados comparables, añadiendo las discrepancias que obtendríamos a partir de un mapa de coropletas para las secciones censales.

Tabla 3. Estadístico relativo de discrepancia, $100 \times \delta$, frente la *bottom-up grid* de la Comunidad de Madrid

Población (millones)	6,44
Municipios (coropletas)	69,02
Secciones Censales (coropletas)	12,03
Desagregación espacial: ecuación (6)	4,41

Fuente: Elaboración propia, INE, IEM, IGN y SIOSE2005.

Para el mapa de densidades municipales, el mapa de coropletas presenta una discrepancia comparable a la observada en el caso de los países europeos mostrados en la tabla 2. En este caso, las discrepancias alcanzan casi el 70%. Las discrepancias para el mapa de coropletas a nivel de sección censal son mucho menores, del orden del 12%. En este caso todavía no hemos utilizado información auxiliar procedente de las coberturas del suelo, y los resultados muestran de forma clara los beneficios de hacer pública información demográfica para áreas pequeñas. El error es menor al que se observa en la tabla 2 para cualquier país utilizando poblaciones municipales e información sobre coberturas del suelo de CLC. La última fila muestra los beneficios derivados de utilizar información sobre coberturas del suelo con elevada resolución. El error se reduce en un orden de magnitud de tres.

Como nota de precaución, vale la pena observar que la Comunidad de Madrid es, probablemente, una región poco representativa: altamente urbanizada, con una muy elevada densidad y concentración de la población. De hecho, un 67% de la población reside en secciones censales puras, de forma que el problema de redistribución afecta sólo a un 33% de la población.

4. Comentarios finales

Una localización precisa de la población es clave para muchas cuestiones prácticas de la organización social. El trabajo ha presentado las tendencias recientes en este campo, desde los esfuerzos de los Institutos Nacionales de Estadística y Eurostat para mejorar la correspondencia entre la medición de la población y su localización, hasta

un ejercicio de desagregación espacial que construye una *grid* de población residente para España con un km² de resolución.

Las aplicaciones para este tipo de información son enormes, especialmente en el análisis de las relaciones entre la población y el medio ambiente (Verburg *et al.*, 2010), algunas de ellas objeto actual de investigación. Cuestiones como la accesibilidad de los servicios públicos (Verburg, Overmars y Witte, 2004; Uchida y Nelson, 2009), la definición de áreas urbanas y rurales (Eurostat, 2010, ch. 15; Van Eupen *et al.*, 2012), así como la inter-relación entre ellas (Dijkstra y Poelman, 2008), engarzan de forma natural en este contexto. Sin duda alguna, un mayor número de variables socio-demográficas, tales como edad, sexo o nacionalidad, serían de gran interés.

Incluso, cuando en el futuro, las variables demográficas estén geo-referenciadas y disponibles en formato de *grid*, los métodos presentados en este trabajo pueden ser re-orientados en dos direcciones: i) hacia la reformulación de modelos dinámicos de distribución de la población (Martin, 2010), o ii) hacia la desagregación de información económica en este formato (Sachs, Mellinger y Gallup, 2001; Nordhaus, 2002; 2006; 2008).

Bibliografía

- Batista e Silva, F.; Lavalle, C., y Koomen, E. (2012): «A procedure to obtain a refined European land use/covermap», *Journal of Land Use Science*, en prensa. Disponible en línea, 29 de marzo de 2012 (doi:10.1080/1747423X.2012.667450).
- Capdevila i Subirana, J. (2009): *Historia del deslinde de la frontera hispano-francesa. Del tratado de los Pirineos (1659) a los tratados de Bayona (1856-1868)*, Centro Nacional de Información Geográfica, Instituto Geográfico Nacional, Ministerio de Fomento. Madrid. Disponible en internet: <http://www.ign.es/ign/layoutin/libdigitalespublicaciones.do>.
- Chen, K.; McAneney, J.; Blong, R.; Leigh, R.; Hunter, L., y Magill, C. (2004): «Defining area at risk and its effect in catastrophe loss estimation: A dasymetric mapping approach», *Applied Geography*, 24, núm. 2 (abril), 97-117.
- De Cos Guerra, O., y Reques Velasco, P. (2005): «Los cambios en los patrones territoriales de la población española (1900-2001)», *Papeles de Economía Española*, 104, 167-192.
- Dijkstra, L., y Poelman, H. (2008): «Remote rural regions: How proximity to a city influences the performance of rural regions», *Regional Focus*, 1/2008, DG-Regio, Bruselas.
- Eicher, C., y Brewer, C. (2001): «Dasymetric mapping and areal interpolation: Implementation and evaluation», *Cartography and Geographic Information Science*, 28, 125-138.
- Eurostat (1999): *Recommendations for a harmonized definition of calculation of surface area of territorial units. Methods and Nomenclature. Theme 1*, European Commission, Luxembourg.
- (2010): *Eurostat regional yearbook 2010*, Publication Office of the European Union, Eurostat, Luxembourg.
- Gallego, F. J. (2010): «A population density grid of the European Union», *Population & Environment*, 31, 6, julio, 460-473. Disponible en internet: <http://www.springerlink.com/content/0199-0039/31/6/>.
- Gallego, F. J., y Peedell, S. (2001): «Using land cover to map population density», en *Towards agri-environmental indicators. Integrating statistical and administrative data*

- with land cover information, Topic report núm. 6 (pp. 94-105), Eurostat, DG Agriculture, DG Environment, Joint Research Center, European Environment Agency, Luxemburgo.
- Gallego, F. J., Batista, F.; Rocha, C., y Mubareka, S. (2011): «Disaggregating population density of the European Union with Corine land cover», *International Journal of Geographical Information Science*, 25, 12, diciembre, 2051-2069. Disponible en internet: <http://dx.doi.org/10.1080/13658816.2011.583653>.
- Goerlich, F. J., y Mas, M. (2008a): «Algunas pautas de localización de la población española a lo largo del siglo XX», *Investigaciones Regionales*, 12, primavera, 5-33.
- (2008b): «Empirical evidence of population concentration in Spain», *Population-E*, 63, 4 635-650.
- (2009): «Drivers of agglomeration: Geography versus History», *The Open Urban Studies Journal (TOUSJ)*, 2, 28-42. Disponible en internet: <http://www.bentham.org/open/tousj/openaccess2.htm>.
- Goerlich, F. J.; Mas, M.; Azagra, J., y Chorén, P. (2006): *La localización de la población española sobre el territorio. Un siglo de cambios. Un estudio basado en series homogéneas (1900-2001)*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Gutiérrez Puebla, J.; Gómez Cerdá, G., y García Palomares, J. C. (2009): «Estudio de accesibilidad del PEIT (Plan Estratégico de Infraestructuras y Transportes del Ministerio de Fomento)», Departamento de Geografía Humana, Universidad Complutense de Madrid, Madrid.
- IGN (Instituto Geográfico Nacional) (2002): *Corine 2000. Descripción de la Nomenclatura del Corine Land Cover al nivel 5.º*, diciembre, Madrid.
- (2007a): *Necesidad de un nuevo «Datum»*. Versión 1.0, octubre, Grupo de trabajo para la transición a ETRS89, Consejo Superior Geográfico, Madrid.
- (2007b): *Análisis de la problemática del cambio de datum geodésico a ETRS89*. Versión 1.0, octubre, Grupo de trabajo para la transición a ETRS89, Consejo Superior Geográfico, Madrid.
- (2007c): *Análisis de los sistemas de cambio*. Versión 1.0, octubre, Grupo de trabajo para la transición a ETRS89, Consejo Superior Geográfico, Madrid.
- (2007d): *Herramientas para facilitar el cambio*. Versión 1.0, octubre, Grupo de trabajo para la transición a ETRS89, Consejo Superior Geográfico, Madrid.
- (2007e): *El sistema ETRS89 y la nueva cartografía (Relación entre las series cartográficas y «mapas continuos»)*. Versión 1.0, octubre, Grupo de trabajo para la transición a ETRS89, Consejo Superior Geográfico, Madrid.
- (2010a): *Metodología de Producción de la Base de Datos CLC-Change 2000-2006*, enero, Madrid. Disponible en internet: <http://centrodedescargas.cnig.es/CentroDescargas/>.
- (2010b): *BTN25 Base Topográfica Nacional de España 1:25.000. Anexo C Diccionario de Datos y Normas de Captura BTN25*. Versión 2.1, enero, Subdirección General de Producción Cartográfica, Madrid. Disponible en internet: <http://centrodedescargas.cnig.es/centrodedescargas/>.
- (2010c): Fichero vectorial de CORINE LandCover 2006 del Centro de Descargas del Centro Nacional de Información Geográfica (CNIG) (consulta: 13 de septiembre de 2010).
- (2011a): *Sistema de Información de Ocupación del Suelo en España —SIOSE2005—. Documento Resumen*, mayo, Madrid.
- (2011b): *Modelo de Datos de la Base Cartográfica Nacional 1:200.000 BCN200*. Versión 4.0, enero, Madrid. Disponible en internet: <http://centrodedescargas.cnig.es/centrodedescargas/>.
- (2012): *Fondos cartográficos del Instituto Geográfico Nacional. España siglos XVI y XIX*, Madrid. Disponible en internet: <http://www2.ign.es/fondoscartograficos/> (consulta: marzo del 2012).

- INE (Instituto Nacional de Estadística) (2011): *Proyecto de los Censos Demográficos 2011*, febrero, Subdirección General de Estadísticas de la Población. Madrid. Disponible en internet: http://www.ine.es/censos2011/censos2011_proyecto.pdf.
- INSPIRE (2010a): *D2.8.1.1 INSPIRE Specification on Coordinate Reference Systems - Guidelines*. Version 3.1, 26 de abril de 2010, INSPIRE Thematic Working Group Coordinate Reference Systems and Geographical Grid Systems, Bruselas. Disponible en internet: <http://inspire.jrc.ec.europa.eu/index.cfm/pageid/2>.
- (2010b): *D2.8.1.2 INSPIRE Specification on Geographical Grid Systems - Guidelines*. Version 3.0.1, 26 de abril de 2010, INSPIRE Thematic Working Group Coordinate Reference Systems and Geographical Grid Systems, Bruselas. Disponible en internet: <http://inspire.jrc.ec.europa.eu/index.cfm/pageid/2>.
- Jablonski, R. (2011): «Lessons learned from disaggregating population data by using different data sources». Ponencia presentada en el *European Forum for Geostatistics 2011*, Lisboa, 12-14 de octubre. Disponible en internet: <http://www.efgs.info/workshops/efgs-2011-lisboa-portugal>.
- Kopecky, M., y Kahabka, H. (2009): *2006 GMES Fast track service precursor on land monitoring. Updated delivery report. European Mosaic*, European Environment Agency, Copenhagen. Disponible en internet: <http://www.eea.europa.eu/data-and-maps/data/eea-fast-track-service-precursor-on-land-monitoring-degree-of-soil-sealing-100m-1>.
- Martin, D. (2010): «Progress report: 24-hour gridded population models». Ponencia presentada en el *European Forum for Geostatistics 2010*, Tallin (Estonia), 5-7 de octubre. Disponible en internet: <http://www.efgs.info/workshops/efgs-2010-tallinn-estonia>.
- Martin, D.; Tate, N. J., y Langford, M. (2000): «Refining population surface models: Experiments with Northern Ireland Census data», *Transactions in GIS*, 3, 285-301.
- Mennis, J. (2003): «Generating surface models of population using dasymetric mapping», *Professional Geographer*, 55, 1, 31-42.
- (2009): «Dasymetric mapping for estimating population in small areas», *Geography Compass*, 3, 2, 727-745.
- Muguruza Cañas, C., y Santos Preciado, J. M. (1989): «La importancia de las unidades de análisis en el modelo de ecología factorial», *Espacio, tiempo y forma* (Revista de la Facultad de Geografía e Historia de la UNED), 2, 87-101.
- Nordhaus, W. D. (2002): *Alternative approaches to spatial rescaling*. Version 2.2.2. Mimeo, Yale University, New Haven (Connecticut), 28 de febrero. Disponible en internet: <http://gecon.yale.edu/research-papers>.
- (2006): «Geography and macroeconomics: New data and new findings». Ponencia en *National Academy of Sciences of the United States of America*, 103, 10, marzo, 3510-3517. Disponible en internet: <http://gecon.yale.edu/research-papers>.
- (2008): «New metrics for environmental economics: Gridded economic data», *The Integrated Assessment Journal, Bridging Sciences & Policy*, 8, 1, 73-84.
- Reher, D. S. (1994): «Ciudades, procesos de urbanización y sistemas urbanos en la Península Ibérica, 1550-1991», en M. Guardia, F. J. Monclús y J. Oyón (dirs.), *Atlas histórico de ciudades europeas*, Centre de Cultura Contemporània de Barcelona y Salvat, Barcelona, 1-29.
- (2006): «Perfiles regionales de la población española en tiempos históricos», en J. A. Fernández Córdón y J. Leal Maldonado (eds.), *Análisis territorial de la demografía española 2006*, Fundación Fernando Abril Martorell, Madrid, julio, 53-83.
- Reques Velasco, P., y Rodríguez Rodríguez, V. (1998): *Atlas de la Población Española. Análisis de base municipal*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cantabria, CSIC y ESRI-España, Santander.
- Rodríguez Pascual, A. F.; Martín-Asín López, G., y Astudillo Muñoz, B. (1997): «La Base Cartográfica Numérica 1:25.000 (BCN25)», *Mapping* (Revista Internacional de Ciencias de la

- Tierra), abril-mayo. Disponible en internet: http://www.mappinginteractivo.com/plantilla-ante.asp?Id_articulo=782.
- Sachs, J. D.; Mellinger, A. D., y Gallup, J. L. (2001): «The geography of poverty and wealth», *Scientific American*, 284, marzo, 70-75.
- SIOSE (2010): *Land Cover and Use Information System (SIOSE). Technical Document Version 2.0*, National Geographic Institute (IGN), Madrid, 29 de enero. Disponible en internet: <http://inspire.jrc.ec.europa.eu/index.cfm/pageid/241/referenceid/32883>.
- Smith, D. A. (2011): «Polycentricity and sustainable urban form. An intra/urban study of accessibility, employment and travel sustainability for the strategic planning of the London Region». Thesis, Center for Advanced Spatial Analysis & Department of Geography, University College London, London, agosto. Disponible en internet: http://casa.ucl.ac.uk/duncan/dasmith_phdthesis_2011.pdf.
- Tobler, W. R. (1979): «Smooth pycnophylactic interpolation for geographical regions», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 367, septiembre, 519-530.
- Tralli, D. M.; Blom, R. G.; Zlotniki, V.; Donnellan, A., y Evans, D. L. (2005): «Satellite remote sensing of earthquake, volcano, flood, landslide and coastal inundation hazards», *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, 59, 4, 185-198.
- Uchida, H., y Nelson, A. (2009): «Agglomeration index: Towards a new measure of urban concentration». Background paper para World Bank's World Development Report 2009: *Reshaping Economic Geography*, 16. Disponible en internet: <http://www.worldbank.org/>.
- Van Eupen, M.; Metzger, M. J.; Pérez-Soba, M.; Verburg, P. H.; van Doorn, A., y Bunce, R. G. H. (2012): «A rural typology for strategic European policies», *Land Use Policy*, 29, 3, julio, 473-482.
- Verburg, P. H.; Overmars, K. P., y Witte, N. (2004): «Accessibility and land use patterns at the forest fringe in the Northeastern part of the Philippines», *The Geographical Journal*, 170, 3, septiembre, 238-255.
- Verburg, P. H.; van Berkel, D. B.; van Doorn, A. M.; van Eupen, M., y van den Heiligenberg, H. A. R. M. (2010): «Trajectories of land use change in Europe: a model-based exploration of rural futures», *Landscape Ecology*, 25, 2, febrero, 217-232.
- Vidal, C.; Gallego, J., y Kayadjanian, M. (2001): «Geographical use of statistical data. Methodological overview», en *Towards agri-environmental indicators. Integrating statistical and administrative data with land cover information*, European Environment Agency, Copenhagen, topic report núm. 6, capítulo 1, 11-24.
- Villa, G. (2009): *CLC-OO. Data model. Application and examples*, 2nd EIONET OODM Working Group Meeting, National Geographic Institute (IGN), Madrid, 10-11 diciembre. Disponible en internet: <http://inspire.jrc.ec.europa.eu/index.cfm/pageid/241/referenceid/32916>.
- Villa, G.; Valcárcel, N.; Arozarena, A.; García-Asensio, L.; Caballero, M. E.; Porcuna, A.; Domenech, E., y Peces, J. J. (2008): «Land cover classifications: An obsolete paradigm», *The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*, vol. XXXVII, parte B4, 609-614, Beijing.
- Yuan, Y.; Smith, R. M., y Limp, W. F. (1997): «Remodeling census population with spatial information from landsat TM imagery», *Computers, Environment and Urban Systems*, 21, 3/4, mayo-junio, 245-258.
- Zoido Naranjo, F., y Arroyo Pérez, A. (2004): «La población de España», en A. Arroyo Pérez (coord.), *Tendencias demográficas durante el siglo xx en España*, Universidad de Sevilla e Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1 de febrero, 17-75. Disponible en internet: http://www.ine.es/prodyser/pubweb/tend_demo_s20/tend_demo_s20.htm.

Estrategias para la construcción de ventajas competitivas regionales: el caso del País Vasco

M. J. Aranguren et al.

Orkestra-Instituto Vasco de Competitividad

Marcial Pons, Madrid, 2012. 444 pp.

ISBN: 978-84-9768-472-9

El estudio de la Comunidad Autónoma del País Vasco representa la experiencia de una de las regiones europeas de antigua industrialización fuertemente castigada por la crisis económica de los años ochenta del siglo pasado, que supo afrontar con éxito el reto de la transformación de su estructura productiva interna sobre la base de sus propias fortalezas. En dicho territorio se constituyó, asimismo, una nueva Administración regional la cual, pese al contexto de inestabilidad de la violencia terrorista, supo diseñar e impulsar una política industrial desde la región convirtiéndose en una experiencia destacada entre las mejores prácticas de desarrollo territorial europeas.

En la sección primera del libro se propone un marco para el diagnóstico de la competitividad, el diseño de una estrategia regional y el análisis y reflexión en torno a la política regional. La sección segunda realiza un análisis del desempeño competitivo de la industria en el País Vasco desde el inicio de su industrialización, adoptando un enfoque esencialmente «porteriano». El análisis de las políticas se realiza desde una perspectiva que hace hincapié en los problemas a los que esas políticas tratan de responder y en los resultados y, en su caso, las adicionalidades generadas. De manera general, se presta una especial atención a la composición de los equipos de gobierno y a las motivaciones y fundamentos de sus políticas y estrategias.

La sección tercera del libro aborda el análisis de la competitividad y de la política de competitividad actual de la economía vasca, es decir, durante el periodo que se abre tras 2008, en el cual coinciden la grave crisis financiera en los países avanzados (particularmente grave en España y, en menor medida, en el País Vasco) y la llegada al Gobierno Vasco de un nuevo equipo.

En el análisis del desempeño competitivo en este periodo destacan como fortalezas la existencia de una población con buen nivel de formación, una buena dotación de infraestructuras físicas, y una gobernanza singular (con elevado grado de competencias y capacidades de su Administración) con desarrollo de acuerdos de «partenariado» público-privados. Asimismo, es de destacar el elevado grado de industrias relacionadas y de apoyo, así como la amplia base industrial y la red de proveedores en sectores de tecnología medio-alta.

El análisis trata de averiguar en qué medida los planes aplicados recientemente en el País Vasco son fruto de un proceso en que se ven implicados transversal

u horizontalmente no sólo los diferentes departamentos del Gobierno Vasco, sino las instituciones pertenecientes a otros niveles de la Administración, con objeto de verificar la participación de los diferentes agentes del sistema, no sólo en términos de consulta, sino de forma proactiva y en espacios que hagan posible procesos de aprendizaje colectivo.

Tras el análisis realizado, los autores diferencian tres tipos de estrategias que, en su opinión, han sido aplicadas en el País Vasco en las diferentes fases o estadios que el desarrollo competitivo de éste ha ido atravesando: i) una estrategia en los años ochenta, básicamente de reestructuración industrial y sin una formalización explícita; ii) una estrategia de transición, en los años noventa, en la que se aplica una política pionera de análisis de clústeres, con un marco más formalizado por la estrategia, y iii) una estrategia posterior, en el nuevo milenio, en la que lo más distintivo es la apuesta por la diversificación basada en la I+D y el intento de avanzar en el nivel de participación en los procesos.

Es de agradecer esta aproximación al análisis de la situación económica en un momento en que los enfoques y miradas predominantes hacia el conjunto de la economía suelen fijarse en indicadores de carácter macroeconómico agregado, perdiendo de vista así las variables fundamentales que influyen desde los niveles *micro* y *meso* en el cambio de modelo productivo. De este modo, el libro no sólo incorpora enseñanzas sobre la situación relativa del País Vasco, bastante diferenciada del resto de regiones del Estado español, sino que constituye una propuesta inteligente para un análisis con mayor capacidad de dirigir la acción.

Según señalan los autores, a lo largo de estos treinta años de políticas industriales se observan algunas tendencias: i) una coordinación inter-institucional cada vez más efectiva con otros Departamentos del Gobierno y con las Diputaciones Forales y otros organismos (aunque subsisten todavía problemas de duplicidades y solapamientos); ii) el recurso creciente a las políticas horizontales frente a las verticales; iii) el empleo de instrumentos de carácter intangible y en el ámbito de los recursos financieros, la sustitución de la subvención por otras fórmulas que implican un mayor grado de exigencia y resultados y —por consiguiente— un mayor control de los recursos públicos; y iv) el avance, lento pero progresivo, hacia un proceso de diseño y aplicación de las políticas cada vez menos de arriba-abajo y más participativo.

Por encima de los cambios de contexto y de las tendencias apuntadas, se observan también algunos rasgos estructurales en la política industrial vasca durante los últimos treinta años. Uno de ellos ha sido la comparación continua con otras regiones extranjeras de referencia en Europa y América del Norte, de las que se han transferido experiencias y buenas prácticas para programas concretos. Otro, el protagonismo concedido a las agencias de desarrollo y otros organismos públicos en el diseño y aplicación de la política industrial. Aunque han existido tensiones en coyunturas de cambio de titularidad de la cartera de industria de un partido a otro, su continuidad a lo largo de todo el periodo (y la consolidación de sus capacidades y su cultura organizativa) ha contribuido a hacer a la política industrial más autónoma del cambio político.

A modo de conclusión, los autores señalan la utilidad que puede tener el estudio abordado en el libro para los diferentes agentes interesados en el análisis, definición y aplicación de estrategias de desarrollo regional y políticas de competitividad. De un lado, para los responsables de las Administraciones públicas, los cuales encontrarán en este libro una referencia apropiada para realizar diagnósticos de competitividad regional y orientaciones para el diseño de políticas públicas. De otro lado, para los investigadores universitarios y organizaciones de asesoría o consultoría interesadas en la competitividad y en las políticas de desarrollo regional. Asimismo, el libro puede servir de apoyo para las actividades docentes relacionadas con estos temas y para todas aquellas personas que deseen conocer el desempeño competitivo del País Vasco y los factores que lo explican.

Las instituciones encargadas de promover la cooperación empresarial (asociaciones sectoriales y clústeres, cámaras de comercio, agencias de desarrollo...) podrán también entender mejor las políticas que condicionan su funcionamiento, así como el propio papel que ellas pueden cumplir en el desarrollo de ventajas competitivas en el territorio. A las empresas inmersas en procesos de cooperación o pertenecientes a redes (asociaciones clústeres y demás), el libro plantea que, más allá del mero conocimiento de los factores de competitividad provenientes del entorno territorial, deben desempeñar un papel activo en la transformación del mismo, como mecanismo de desarrollo de sus propias ventajas competitivas.

Una de las singularidades del País Vasco que resultan más evidentes para el analista externo y a la que se atribuye buena parte de su excepcional desarrollo es el elevado grado de autogobierno que presenta el carácter relativamente pionero o innovador de algunos de sus programas o políticas y el elevado grado de partenariado público-privado existente. Tras ello hay una realidad muy compleja, plural y cambiante, compuesta por muchos elementos intangibles, difícilmente reproducibles en datos cuantitativos y casi imposible de replicar en otros lugares, pero que sí ofrece una rica experiencia de la que aprender. La Administración regional dispone de destacadas competencias en comparación con otras regiones, pero resulta incluso más singular el extraordinario nivel de competencias correspondientes a la Administración provincial (especialmente, la fiscal) o el que han ido desarrollando las agencias de desarrollo como herramienta de trabajo desarrollada por los ayuntamientos (pequeño-medianos) de determinadas comarcas o por las capitales y ayuntamientos grandes.

Esa rica y variada multiplicidad institucional ha hecho posible llegar a más colectivos y, al facilitar una mayor interacción, ha permitido adaptar mejor las medidas a las diferentes necesidades. Pero también ha planteado problemas de solapamientos y descoordinación. En el País Vasco existen diversas experiencias (las redes locales, las asociaciones clúster, Innobasque, Foro de competitividad...) en las que se aprecian indicios de un cambio en el modo de gobernanza desde la jerarquía hacia las redes, aunque tal avance se está produciendo lentamente y debe tener lugar no sólo dentro de cada red, sino entre distintas redes y entre redes del País Vasco y de fuera desde una perspectiva multinivel.

Llama la atención, por último, la escasa atención otorgada al medioambiente como factor de desarrollo y cambio, pese a la evidencia (para un observador externo)

de encontrarnos en una nueva revolución industrial caracterizada precisamente por la incorporación de innovaciones medioambientales en las diferentes formas de producción y procesos productivos, un ámbito en el cual, no me cabe ninguna duda, el País Vasco posee ventajas sustantivas para fortalecer su propia estrategia de cambio de modelo productivo.

Como insisten los autores, la estrategia territorial es un proceso que requiere de la participación e implicación de todos los agentes. De este modo, el libro constituye una primera aproximación al proceso de construcción de ventajas competitivas regionales, ofreciendo un marco teórico de análisis y una interpretación del caso del País Vasco que reviste un notable interés. Se trata de un punto de partida para nuevas investigaciones, tanto en el plano teórico, sobre los conceptos de estrategia y competitividad territorial, como en la elaboración de nuevos estudios de casos regionales que permitan las comparaciones. La existencia de nuevas interpretaciones y nuevos casos de estudio permitirá, sin duda, seguir avanzando en un tema complejo pero apasionante y, que hoy en día, en tiempos de crisis, reviste, si cabe, un mayor interés, tanto para los gobernantes como, sobre todo, para la sociedad en general.

Por **Francisco Alburquerque**

Especialista en Desarrollo Económico Local

Creative cities, Cultural Clusters and Local Economic Development

Philip Cooke and Luciana Lazzeretti (eds.)
E. Elgar, Cheltenham, 2012.

El tema de las actividades creativas se ha hecho un hueco importante en la bibliografía sobre cuestiones regionales publicada en la última década. Algo parecido ocurre con los *clusters*, aunque tiene más antigüedad. En este libro ambos temas se entrelazan y esto es lo que confiere a la obra un carácter muy novedoso y particularmente interesante.

El libro consta de 14 capítulos y una introducción de los editores. Una cuestión central en bastantes de las contribuciones seleccionadas es el papel de las actividades culturales. Se destaca su relación con algunos distritos urbanos y la tendencia a la clusterización de las industrias culturales. Realmente los siete capítulos de la primera parte del libro se refieren a la cultura, las actividades culturales y su localización y efectos.

La segunda parte del libro tiene un carácter algo diferente, aunque enlaza muy bien con la anterior. Otros siete capítulos conforman esta segunda parte, centrados en los temas más relacionados con el conocimiento, la innovación y la creatividad. Esto da entrada a temas tan interesantes como la realización de eventos, los *clusters* creativos y la gobernanza, la ciudad creativa y sus rasgos dominantes, y las externalidades y las economías de aglomeración. Algunas de estas contribuciones se refieren a casos muy concretos como Hollywood y el *cluster* de las películas; Singapur como ciudad creativa, el área del Véneto y los sistemas creativos en Italia.

El libro será, sin duda, muy atractivo para quienes se están dedicando al tema de las industrias creativas, pero también para cuantos se preocupan por las cuestiones regionales y urbanas en el momento actual. Asimismo, su continua referencia a la cultura y las industrias culturales abre un frente de interés para los estudiosos de un conjunto de actividades de servicios que viene mostrando un desarrollo muy dinámico.

¿Crecimiento o desarrollo? El ciclo reciente en el norte argentino

Silvia Gorenstein (coord.)
Miño y Dávila Editores, B. Aires, 2012. 208 pp.

El libro recoge siete contribuciones de diversos autores y un capítulo final de consideraciones finales, redactadas por la coordinadora. Todos los artículos giran en torno al comportamiento y los problemas del Norte de Argentina, bajo diversas perspectivas. Silvia Gorenstein abre el libro con un trabajo sobre acumulación y desarrollo regional, al que siguen análisis sobre complejos productivos con encadenamiento en la zona, complejos de base primaria, las políticas de promoción económica, las relaciones entre urbanización, pobreza y vulnerabilidad social, el círculo de la pobreza en el norte y la conectividad y accesibilidad de la zona.

La obra es el resultado de un proyecto de investigación de carácter interdisciplinario cuyo principal objetivo fue identificar los rasgos más relevantes de la evolución del Noroeste y el Noreste de Argentina. A pesar de la diversidad de aspectos abordados la obra es muy coherente, a lo cual ha contribuido sin duda la mano y la experiencia como investigadora de la coordinadora del proyecto, profesora S. Gorenstein. Aunque no puede hablarse de que el libro conduzca a conclusiones absolutamente claras, lo cierto es que permite apreciar lo que ha ocurrido a partir de la salida de Argentina de la convertibilidad y el período de crecimiento que se abrió en los años posteriores, lo cual no ha servido para que el Norte argentino pudiera desarrollar un proceso socio-económico inclusivo y sustentable de la periferia argentina, como se indica en el resumen de la obra. En ella se enfatizan los cambios que se han producido en las exportaciones de la región, expresión a la vez de una ruptura y metamorfosis que se evidencia en varios de los trabajos. La región ha caminado hacia una re-primarización de la economía, especialmente a partir de la intensificación de la producción y exportación de la soja. Junto a ello se ha ido produciendo un triple proceso de concentración: de la tierra, del capital y en la organización y gestión del proceso productivo, que afecta tanto a la soja como al complejo azucarero, el algodón e incluso la producción forestal. Al propio tiempo todo ello ha potenciado e intensificado las relaciones con algunas economías foráneas demandantes de los productos primarios, al tiempo que se ha acentuado la debilidad de las estructuras y los actores económicos locales. Otro aspecto importante que el libro pone de relieve es la dinámica del proceso de creciente urbanización de la población, que va unida a un aumento de la pobreza y la vulnerabilidad social. Y, por último, hay que destacar también la aportación sobre las condiciones de conectividad y accesibilidad del Norte argentino, que muestra —sobre todo— una gran heterogeneidad en el transporte terrestre, junto con la escasa importancia del tráfico aéreo y las deficiencias de conectividad telefónica.